

Analyse des précipitations en hydrologie urbaine. Exemple de la Seine-Saint-Denis

Christian Roux

▶ **To cite this version:**

Christian Roux. Analyse des précipitations en hydrologie urbaine. Exemple de la Seine-Saint-Denis. Hydrologie. Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, 1996. Français. ⟨NNT : ⟩. ⟨tel-00529474⟩

HAL Id: tel-00529474

https://pastel.hal.science/tel-00529474v1

Submitted on 25 Oct 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

NS 20096 (4)

Centre d'Enseignement et de Recherche pour la Gestion
des Ressources Naturelles et de l'Environnement

CERGRENE

Mémoire présenté pour l'obtention du titre de
Docteur de l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées

Spécialité Sciences et Techniques de l'Environnement

Analyse des précipitations en hydrologie urbaine. Exemple de la Seine-Saint-Denis

Christian ROUX

thèse soutenue le 26 janvier 1996
devant le jury composé de :

M.	Jean-Dominique	CREUTIN	Président
M.	Bernard	CHOCAT	Rapporteur
M.	Jean-Marie	MASSON	Rapporteur
M.	Hervé	ANDRIEU	Examinateur
Mme	Claire	COGEZ	Examinateur
M.	Jean-Claude	DEUTSCH	Examinateur
M.	Michel	DESBORDES	Directeur de thèse

E.N.P.C.
INV03901

06

- Avant-Propos -

Ce travail est le fruit d'une longue coopération avec la Direction de l'Eau et de l'Assainissement du Département de la Seine-Saint-Denis. Anne GUILLON, alors responsable de la cellule "mesures", en fut à l'origine et je lui témoigne ici de toute mon amitié. Je dois également à Yves KOVACKS (Sépia Conseils) les encouragements et les conseils qui m'ont aidé à monter ce projet.

Je suis extrêmement reconnaissant à Monsieur Michel DESBORDES d'avoir dirigé ma thèse avec rigueur, disponibilité et sympathie. Je remercie particulièrement Monsieur Jean-Claude DEUTSCH (Directeur du Cergrene) de m'avoir accueilli dans son laboratoire et de m'y avoir assuré un soutien constant tout au long de cette thèse. Monsieur Jean-Marie MASSON (Rapporteur) m'a initié à l'hydrologie et à l'utilisation des statistiques. Son enseignement s'est poursuivi à travers de nombreuses discussions au cours de ce travail. Qu'il trouve ici l'expression de ma profonde gratitude.

Je tiens à remercier sincèrement Monsieur Bernard CHOCAT (Rapporteur), Madame Claire COGEZ, Messieurs Jean-Dominique CREUTIN et Hervé ANDRIEU pour la lecture très attentive qu'ils ont faîtes de mon mémoire, l'intérêt qu'ils y ont porté et les nombreuses suggestions qu'ils m'ont adressées.

Je remercie chaleureusement toute l'équipe du Cergrene pour l'amitié dont elle sait témoigner, mais aussi pour le sérieux et la qualité de l'atmosphère de travail qu'elle entretient.

Olivier, Hildegarde, Claudine, Mathieu, mais aussi bien d'autres avant eux, ont joué à leur manière un rôle important dans ce travail. Je leur dois l'essentiel.

- Résumé -

Jusqu'à nos jours en France, la description des précipitations en hydrologie urbaine repose essentiellement sur l'analyse de mesures ponctuelles. Elle se limite de surcroît à des statistiques d'intensités moyennes maximales (courbes IDF) obtenues selon des méthodes diverses. La pérennisation de réseaux denses de pluviographes conçus pour l'hydrologie urbaine autorise aujourd'hui des travaux de recherche sur les propriétés et la modélisation des précipitations. Cette thèse s'appuie sur 250 années-stations de mesures, acquises par le service d'assainissement de la Seine-Saint-Denis depuis 1976. Elle fait le point des méthodes de construction de courbes IDF, insiste sur les techniques d'analyse régionales et fournit des estimations d'intensités pour des périodes de retour de quelques semaines à quelques dizaines d'années. Des lois de distribution telles que le mélange de deux lois exponentielles ou la loi de Pareto procurent de bons résultats d'ajustement pour l'ensemble du domaine des fréquences. La distribution des intensités moyennes maximales de périodes de retour supérieures à 1.5 an, quelles que soient leur durée et leur surface d'observation (10 - 60 minutes ; 0 - 10000 hectares) est représentée par une loi exponentielle simple et adimensionnelle. On étudie les fluctuations saisonnières et nycthémérales du risque pluvial. La notion de coefficient d'abattement épicentrique est ramenée à un simple indicateur global d'hétérogénéité spatiale. Enfin, les effets de la diversité temporelle et spatiale de la pluie sur le ruissellement sont décrits à l'aide d'un exemple concret, un bassin versant urbanisé de 1400 hectares, et d'un modèle mathématique de simulation pluie-débit.

- Summary -

Until now, rainfall in urban hydrology has been essentially described through point measurements. Moreover, the information about the rain has been often limited to statistics of mean maximal intensities of heavy events (IDF curves), estimated by various methods. Data of dense urban raingauge networks are now available in France. This enables further researches on rainfall properties and rainfall modelling. This work is based on the analysis of a 250 station-year rainfall series, measured since 1976 by the Seine-Saint-Denis county Water Authorities (Direction de l'Eau et de l'Assainissement). IDF-curve estimation methods are reviewed with an emphasis on regional analysis techniques. Results are given for frequent events with return period from several weeks to several decades. It is shown that the combination of two exponential distributions or the Pareto distribution gives rather good results for the whole frequency domain. A non-dimensional simple exponential distribution is fitted to the heaviest intensities (return period greater than 1.5 years), which does not depend on the observation space and time scales (10 - 60 minutes ; 0 - 10000 hectares). The variability of the statistics with the season and the time of day has been studied. A simple description of rainfall heterogeneity is proposed under the form of a storm reduction factor. Finally, rainfall heterogeneity effects on the runoff flows are analysed on a real 1400 hectares urban watershed, with a mathematical simulation model.

- Sommaire -

- Introduction - 13

Chapitre I - La mesure des précipitations 21

I.1 Contexte - Conséquences 25
I.1.1 Influence de l'urbanisation sur les précipitations 25
I.1.2 Influence de l'urbanisation sur le ruissellement 26
I.1.3 Conséquences sur la mesure et la modélisation des précipitations 26

I.2 Rappels sur les mesures de pluie 29
I.2.1 La mesure ponctuelle de pluie aux petites échelles de temps 30
I.2.1.1 Les appareils de mesure 30
I.2.1.2 Les erreurs de mesure 32
I.2.1.3 L'implantation des pluviomètres 36
I.2.2 La mesure des précipitations sur une surface 36
I.2.2.1 Les réseaux denses de pluviomètres 37
I.2.2.2 La mesure de pluie par radar 39
I.2.2.3 La mesure des précipitations par satellite 43
I.2.3 Conclusions 45

I.3 Le site de la Seine-Saint-Denis 47
I.3.1 Description physique 47
I.3.2 Le service d'assainissement 48
I.3.3 Le réseau de mesures pluviométriques 48
I.3.3.1 Historique 48
I.3.3.2 Les appareils 50
I.3.3.3 La maintenance 51
I.3.4 Le radar 52

I.4 Conclusion 53

Chapitre II - Méthodes d'analyse des précipitations 55

II.1 Forme des champs de précipitation et hiérarchie des structures de pluie 59
II.1.1 Les différents types de précipitation 59
II.1.2 Les situations cycloniques extratropicales 59

II.1.3 Les cellules de pluie 60
II.1.4 Conclusion 60

II.2 Les courbes Intensité-Durée-Fréquence ponctuelles 61
II.2.1 Méthodes de construction de courbes IDF locales 61
II.2.1.1 Méthodes de construction des séries et de constitution des échantillons 61
II.2.1.2 L'estimation de la fréquence des observations 66
II.2.1.3 Ajustement d'une expression mathématique Imax (Δt, T) 72
II.2.2 Méthodes de construction de courbes IDF régionales 73
II.2.2.1 Les méthodes d'ajustement régionales 74
II.2.2.2 Le problème de l'hétérogénéité des séries 76
II.2.2.3 L'effet de la dépendance entre les séries 79
II.2.3 Les courbes IDF et les saisons 83
II.2.3.1 Les courbes IDF en fonction des saisons 83
II.2.3.2 Retour sur les courbes IDF annuelles à partir des courbes saisonnières 84
II.2.3.3 Intérêts pour l'hydrologie urbaine 86

II.3 Modélisation spatiale de la pluie 87
II.3.1 Interpolation spatiale et estimation de lames d'eau 87
II.3.1.1 Méthodes classiques 88
II.3.1.2 Méthodes d'ajustement de surface 89
II.3.1.3 Méthodes d'estimation optimales 89
II.3.1.4 Comparaison de ces méthodes 93
II.3.1.5 L'intermittence des champs de pluie 94
II.3.1.6 Le coefficient d'abattement autour de l'épicentre 95
II.3.2 La distribution de fréquence des hauteurs d'eau tombées sur une surface (courbes Intensité-Durée-Fréquence-Surface) 97
II.3.2.1 Construction empirique des courbes IDF-Surface 98
II.3.2.2 Méthodes de construction théoriques 99

II.4 La dynamique des précipitations 103
II.4.1 Effet du déplacement de la pluie sur le ruissellement à l'exutoire d'un bassin versant 103
II.4.2 Méthodes d'estimation du déplacement des pluies sur un bassin versant 104
II.4.3 Conclusions 105

II.5 Les pluies de projet 107
II.5.1 Exemples de pluies de projet ponctuelles 107
II.5.2 Dimension spatiale des pluies de projet 110
II.5.3 Séries chronologiques de pluies de projet 111
II.5.4 Conclusions 112

II.6 Conclusions 113

Chapitre III - Analyse des pluies ponctuelles 115

III.1 Etude des séries ponctuelles d'intensités moyennes maximales par événement 119
III.1.1 Statistiques poste par poste 120
III.1.1.1 Nombres d'observations supérieures à un seuil selon les postes 120
III.1.1.2 Lois de distribution des observations supérieures à un seuil 120
III.1.1.3 Conclusion 123
III.1.2 Ajustement régional de lois 124
III.1.2.1 Choix de la méthode d'analyse régionale et construction des échantillons 125
Mélange de deux lois exponentielles 127
III.1.2.3 Ajustement régional du modèle de renouvellement (restriction aux événements forts (T>=1.5 an)) 130
Effet de la dépendance sur l'estimation du gradex 132
I.1.2.4 Intervalles de confiance et validation de l'hypothèse d'homogénéité régionale 138
III.1.3 Analyse des intensités maximales épicentrées 139
III.1.4 Transfert entre les échelles de temps 142
III.1.4.1 Comparaison des distributions aux divers pas de temps 142
III.1.4.2 Relation entre distributions aux divers pas de temps 145
III.1.5 Conclusions 149

III.2 Fluctuations dans le temps et par type de temps 151
III.2.1 Répartition par saison 151
III.2.1.1 Observations générales 151
III.2.1.2 Mois de la saison hivernale 154
III.2.1.3 Mois de la saison estivale 157
III.2.2 Répartition hebdomadaire 158
III.2.3 Répartition journalière 159
III.2.3.1 Occurrence des événements en fonction de l'heure 159
III.2.3.2 Fluctuations saisonnières du cycle journalier 161
III.2.3.3 Gradex des intensités en fonction de l'heure 161
III.2.4 Analyse par type de situation météorologique 163
III.2.4.1 Définition des types de temps 163
III.2.4.2 Analyse à l'échelle de l'année 164
III.2.4.1 Analyse par type de temps selon les saisons 167

III.3 Analyse des séquences de pluies continues 169
III.3.1 Constitution des échantillons 169
III.3.2 Durée des séquences pluvieuses 170
III.3.3 Courbes IDF des séquences de pluies continues 173
III.3.4 Relations Hauteur - Durée - Intensités maximales des séquences de pluies continues 174
III.3.5 Durées sèches entre les séquences pluvieuses 177

III.3.6 Conclusions 177

III.4 Comparaison avec d'autres résultats dans la région 179
III.4.1 Comparaison avec les mesures du département du Val-de-Marne (DSEA-94) 179
III.4.2 Comparaison avec les mesures du BVRE de l'Orgeval (CEMAGREF) 179
III.4.3 Comparaison avec les mesures du Val-d'Oise (Météo-France - DIRIC) 180
III.4.4 Comparaison avec les mesures de Paris-Montsouris 180
III.4.5 Comparaison par rapport à l'échantillon régional de la Région Pluviométrique I 184

III.5 Fréquence des désordres à l'échelle d'un bassin versant 189

III.6 Conclusions 191

Chapitre IV - Les précipitations à l'échelle d'un bassin versant urbain 193

IV.1 Constitution des échantillons 195
IV.1.1 Analyse des couples de mesures 196
IV.1.2 Analyse des triplets de mesures 196

IV.2 Observations générales relatives aux champs de pluie 199
IV.2.1 Taux de postes touchés 199
IV.2.1.1 Analyse des couples de postes 199
IV.2.1.2 Analyse des triplets de postes 201
IV.2.1.3 Taux de postes dépassant un seuil 205
IV.2.2 Liaisons linéaires entre les observations 207
IV.2.2.1 Définitions 208
IV.2.2.2 Corrélogrammes spatiaux 209
IV.2.2.3 Corrélogrammes spatio-temporels 215

IV.3 Lois de distribution des lames d'eau maximales - Coefficients d'abattement probabilistes 217
IV.3.1 Définition et méthodologie 218
IV.3.1.1 Définitions 218
IV.3.1.2 Traitement des séries 219
IV.3.2 Lois de distribution des lames d'eau 219
IV.3.2.1 Lois de distribution des lames d'eau 219
IV.3.2.2 Formules de coefficients d'abattement probabilistes 222
IV.3.2.3 Influences de la saison et du type de temps 226

IV.3.2.4 Modélisation de l'abattement 228
IV.3.3 Conclusions 230

IV.4 Hétérogénéité des champs de pluie : coefficients d'abattement épicentriques 233

IV.5 Conclusion 235

Chapitre V - Effet de la répartition spatio-temporelle des précipitations sur le ruissellement en milieu urbain 237

V.1 Méthodologie 239

V.2 Simulation d'un bassin versant : le Ru Sainte-Baudile 240
V.2.1 Modélisation du fonctionnement du réseau d'assainissement 240
V.2.2 Simulations de pluies 241
V.2.3 Résultats des simulations 242
V.2.4. Synthèse des observations 247

V.3 Conclusion 247

- Conclusion générale - 249

Bibliographie 257

Annexe 1 - Les mesures pluviométriques de Seine-Saint-Denis 271
A1.1 L'acquisition des mesures 271
A1.1.1 Les données acquises en temps réel 271
A1.1.2 Les données acquises en temps différé 271
A1.2 La filière d'acquisition en temps différé 272
A1.2.1 L'acquisition à partir des enregistrements graphiques 272
A1.2.2 L'acquisition à partir des enregistrements numériques 272
A1.3 La critique des mesures 273
A1.3.1 La critique a priori 273
A1.3.2 L'importation 273
A1.3.3 La critique a posteriori 274
A1.3.4 La base de données CUMULUS 274
A1.4 La qualité des mesures 275
A1.4.1 Les pannes 275
A1.4.2 L'homogénéité des conditions de mesures d'un poste à l'autre 277
A1.4.3 L'homogénéité des conditions de mesures dans le temps 277

Annexe 2 - L'organisation et le traitement des données 283

A2.1 L'information de base 283
A2.2 Les fichiers dérivés 285
A2.2.1 Observations générales - Climatologie 285
A2.2.2 Etude des événements continus ou discontinus 285
A2.2.3 Etude des séquences de pluies continues (SPC) 286
A2.2.4 Etude des champs de pluie 287
A2.3 Conclusion 288

- Introduction -

L'hydrologie des milieux densément anthropisés ou "Hydrologie Urbaine" est une branche particulière de l'hydrologie générale. Dans ses aspects fondamentaux, elle vise à la connaissance des conséquences de l'urbanisation sur les composantes du cycle de l'eau (précipitation, évaporation, ruissellement, etc.). Dans ses aspects finalisés, et relevant de l'art de l'ingénieur, elle tend à proposer des méthodes d'aménagement de l'espace urbain et des ouvrages capables simultanément :

- de protéger les agglomérations et leurs habitants contre les nuisances intra-muros du cycle de l'eau ;
- de protéger l'environnement hydrique extra-muros contre les nuisances de l'agglomération.

(Encyclopédie de l'Hydrologie Urbaine et Assainissement Pluvial, à paraître)

Cette discipline s'est affirmée en France à partir des années 70 et suscite depuis un intérêt croissant. Elle représente des enjeux considérables tels que la lutte contre les inondations pluviales, la maîtrise des impacts des rejets pluviaux urbains sur les milieux récepteurs et l'intégration de l'eau dans la ville.

Compte-tenu de sa spécificité, le milieu urbain est le lieu de phénomènes hydrologiques rapides, devant être étudiés à de petites échelles de temps, avec comme corollaire une résolution spatiale accrue. Les besoins de mesures pluviométriques en hydrologie urbaine concernent des pas de temps de quelques minutes à quelques heures et des surfaces de quelques dizaines d'hectares à quelques milliers d'hectares.

Les précipitations ont fait l'objet de recherches depuis plusieurs décennies. Cependant, la plupart des travaux ont concerné l'étude de mesures pluviométriques à des pas de temps supérieurs à plusieurs dizaines de minutes. Si quelques travaux importants ont été menés à l'échelle de bassins versants urbains de petites tailles (quelques centaines d'hectares), il reste beaucoup à faire sur des bassins versants de tailles plus importantes (quelques centaines - quelques milliers d'hectares) que l'on rencontre dans de grandes agglomérations urbaines. A ces échelles en effet, l'hétérogénéité des champs de précipitations remet en question la validité des modèles simples que l'on pouvait exploiter au droit de petits bassins versants.

Des moyens expérimentaux pour aborder ces questions deviennent disponibles et La Direction de l'Eau et de l'Assainissement du Département de Seine-Saint-Denis a joué un rôle décisif dans le lancement de ce travail. Très tôt en effet, les services techniques de cette Collectivité ont perçu la nécessité d'analyser les phénomènes précipitants à la source d'importantes inondations. Elle dispose maintenant d'une banque de données pluviométriques riche d'environ 300 années-stations (fin 95) de mesures au pas de temps de 1 minute. Elle a exprimé le besoin de la mettre en valeur afin d'améliorer les connaissances et de développer des outils qui permettront de mieux répondre aux préoccupations de l'hydrologie urbaine.

La mesure et la modélisation des précipitations en hydrologie urbaine représentent la donnée d'entrée principale des modèles de simulation de fonctionnement des systèmes d'assainissement (estimation de niveaux, de débits et de qualité des eaux).

Les modèles de simulation quantitatifs permettent de prévoir l'évolution du ruissellement à l'intérieur d'un système d'assainissement. Ils exploitent pour cela des paramètres descriptifs des bassins versants, des ouvrages d'assainissement et des précipitations.

Un modèle quantitatif (modèle pluie-débit) comprend schématiquement :

- une partie hydrologique dont la fonction est d'estimer, à l'exutoire de chaque bassin versant élémentaire, l'hydrogramme (évolution du débit dans le temps) du ruissellement résultant des précipitations. Les travaux de Desbordes, 1984, constituent une synthèse de ces connaissances pour les besoins de l'hydrologie urbaine ;

- une partie hydraulique destinée à propager ces hydrogrammes dans les collecteurs et autres ouvrages du système d'assainissement : on pourra se référer aux travaux de Kovacks, 1988.

Les modèles qualitatifs, dont le développement est beaucoup plus récent associent au comportement quantitatif, des prévisions de concentrations, de flux et de masses de divers composants ou indicateurs chimiques, représentatifs de la pollution des eaux.

Jusqu'à une époque récente, les services d'assainissement recherchaient une protection contre les inondations. Celle-ci s'appuyait sur des estimations ponctuelles de pluies de périodes de retour données, par exemple 10 ans ou 20 ans, voire plus, dans certains centre-villes. Ces événements correspondent à un aléa dit "courant". A cet objectif s'ajoutent aujourd'hui, la protection contre la pollution des rejets urbains par temps de pluie (RUTP) et demain, la gestion des risques correspondant à un aléa dit "rare".

On s'intéresse à trois catégories de pluies en fonction des objectifs que l'on poursuit :

- les pluies fréquentes en vue de la gestion des rejets urbains par temps de pluie : de nombreux travaux ont démontré que ces rejets peuvent être aussi pollués, voire même plus pollués, que les eaux usées. Les directives européennes exigent désormais que ces rejets soient limités. Les seuils à considérer ne sont cependant pas explicites et pour le moment, les réalisations de dépollution ne concernent au plus que des événements dont la période de retour n'excède pas quelques mois.

- les pluies fortes (aléa courant) en vue de leur gestion par l'intermédiaire du système d'assainissement : l'objectif concerne la lutte contre les inondations. Ces pluies sont en principe acceptées par le système d'assainissement en mode de fonctionnement normal (capacité maximale disponible, entretien correct). La limite souvent retenue pour leur définition correspond à un risque de défaillance décennal.

- les pluies exceptionnelles (aléa rare) en vue de la gestion des inondations qu'elles provoquent : au delà d'un certain seuil de risque, et pour des raisons essentiellement économiques, le seul système d'assainissement n'est plus en mesure d'assurer l'écoulement de la totalité des flots. La chaussée, les caves et les parkings souterrains prennent le relais des canalisations et des bassins de rétention. A l'heure actuelle, la gestion de ces flots excédentaires fait essentiellement l'objet de recherches et d'études. Aucune méthodologie réelle de prise en compte n'a été mise en oeuvre.

Gestion des rejets urbains par temps de pluie : limitation des impacts sur le milieu récepteur

L'étude des impacts des rejets d'un système d'assainissement sur le milieu récepteur, rivière, fleuve, étang, lac, estuaire, milieu marin, passe d'abord par l'étude de ce milieu, puis par celle de la fréquence, de l'importance et de la qualité des rejets, aussi bien par temps sec que par temps de pluie.

Si les rejets directs par temps sec sont en voie de résorption, il n'en est pas de même pour les rejets par temps de pluie, qui devraient subsister de nombreuses années encore, tant les moyens nécessaires à leur traitement sont coûteux, tant l'évaluation de leurs véritables impacts reste complexe, et tant la diversité des contextes est grande.

Ces rejets peuvent se manifester schématiquement de trois manières :

- un effet de choc : lors d'un épisode orageux, le flux important des rejets fait chuter massivement et pendant plusieurs heures le taux d'oxygène dissous, fait augmenter le taux de matières en suspension et peut entraîner une forte mortalité piscicole ;

- un effet d'accumulation : certaines matières polluantes accumulées dans la vase au fond du milieu récepteur sont relarguées petit à petit, engendrant une pollution à long terme mais de moindre intensité ;

- un effet chronique : la fréquence des rejets, dont l'intensité excède un certain seuil entraîne un appauvrissement du milieu vivant du fait d'un effet de mémoire, engendrant sa dégénérescence.

Chocat et col., 1994 en donnent un panorama plus complet.

En théorie, après avoir défini ce que le milieu est capable d'accepter en fonction de son état (qualité initiale, température, débit...), on étudie les moyens que l'on peut mettre en oeuvre pour limiter les rejets à certains seuils de quantités, de concentrations, de masses et de fréquences. En réalité, les impacts sur le milieu récepteur étant dans la plupart des cas assez mal connus, on fixe ces seuils a priori, puis on cherche à l'aide de simulations la manière de les respecter avec un certain niveau de défaillance jugé acceptable.

Idéalement, il s'agit à partir d'une longue chronique de pluies, réelle ou générée de manière stochastique, de simuler le fonctionnement du système sur une longue période afin de construire des chroniques de rejets dans le milieu récepteur. Le modèle pluie-débit permet de leur associer avec une précision assez variable un volume, une durée et éventuellement un hydrogramme. Le modèle de pollution permet de leur affecter de manière encore très sommaire aujourd'hui, des masses de matières polluantes (matières en suspension, matières organiques biodégradables...), des concentrations et des pollutogrammes. Enfin, un modèle de qualité du milieu récepteur permet d'évaluer l'impact des rejets. L'état des milieux étant soumis à des variations saisonnières, de même que les précipitations, tout cela doit être conduit en distinguant différentes saisons.

Une telle démarche n'est pas encore opérationnelle de nos jours mais les recherches en cours y contribuent. On conçoit en effet la nécessité de fournir aux chercheurs et aux techniciens de l'assainissement, des chroniques de pluies réelles ou générées, représentatives des précipitations sur la surface des bassins versants à l'aval des grandes agglomérations urbaines. Pour une meilleure représentativité, ces chroniques devraient aussi prendre en considération la répartition spatiale des zones de pluie.

Gestion des pluies fortes : lutte contre les inondations courantes

Il s'agit ici de l'usage le plus fréquent et le plus ancien des mesures de pluie en hydrologie urbaine. Un réseau d'assainissement est calculé en fonction d'un risque de défaillance mesuré par sa période de retour (période de temps s'écoulant en moyenne entre deux observations supérieures ou égales à une valeur donnée). En fait la période de retour est calculée par rapport à l'événement pluvial pouvant causer la défaillance.

En principe, la définition de ce risque devrait s'appuyer au cas par cas sur une évaluation conjointe des coûts d'investissement nécessaires pour limiter le risque et des dégâts susceptibles d'intervenir lors des défaillances : l'analyse coût-avantage. Il devrait aussi confronter plusieurs solutions d'aménagement face à ce risque, y compris celles consistant à construire autrement, en imaginant ou en développant des techniques alternatives, ou même en allant construire ailleurs, si le risque est trop élevé.

La pluie demeure insuffisante pour définir à elle seule un risque et l'on doit garder à l'esprit que des aménagements urbains mal conçus peuvent y contribuer tout autant : construction en zone inondable, imperméabilisation excessive, inadaptation du système d'assainissement, etc.

Dans bien des cas, cependant, le caractère subjectif et la difficulté de telles études conduisent les techniciens à limiter la définition du risque à la notion de période de retour admissible entre deux événements d'importances données. En France, l'usage a consacré la valeur de 10 ans, bien qu'une attention particulière soit recommandée pour des centres urbains denses (Instruction Technique, 1977).

Desbordes, (in S.H.F., 1990), retrace l'histoire de ce concept (la pluie décennale) en illustrant les insuffisances de ce dernier quant à traiter les problèmes complexes des grandes agglomérations. D'origine juridico-culturelle, il a jusqu'à présent réduit la notion de risque de défaillance à un simple paramètre technico-économique, de surcroît mal étayé.

Parmi ces insuffisances, citons :

- sa référence dans la plupart des cas à des mesures ponctuelles : il en résulte que sur un bassin versant de grande taille la fréquence des désordres peut être supérieure à celle prévue en un point (l'exutoire par exemple) ; de plus, on a peu de connaissances sur les variations éventuelles que peuvent présenter les statistiques de pluies ponctuelles d'un endroit à l'autre de tels bassins versants ;

- la non-prise en compte des effets de l'aménagement sur l'aval : les infrastructures classiques d'assainissement opèrent un transfert des volumes d'eau engendrant parfois un accroissement des risques vers l'aval ;

- dans la pratique, son caractère de limite au-delà de laquelle bien souvent rien n'est clairement prévu. L'Instruction Technique de 1977 indique pourtant la nécessité d'étudier le cheminement en surface des eaux excédentaires en cas de débordement.

La période de retour représentant la probabilité d'observer un événement au cours d'une année, elle ne rend pas explicitement compte du risque si l'on considère la durée de vie d'un ouvrage. Le risque décennal correspond à une probabilité de 10% d'observer une défaillance chaque année. La probabilité d'observer au moins un événement de période de retour T au cours de N années est :

$$p = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^N \qquad (1)$$

Ce risque correspond à une probabilité de 35% de chance de ne pas observer d'événement décennal en 10 ans, 38.7% d'en observer un seul, 19.4% d'en observer deux et 6.9% d'en observer trois ou plus. Il correspond aussi à 40% de chance d'observer au moins un événement vingtennal, 18.3% de chance d'observer au moins un événement cinquantennal et 9.6% de chance d'observer un événement centennal. A titre d'illustration encore, il correspond à une probabilité de 10% d'observer en trente ans un événement dont la période de retour dépasse 285 ans, 26% de chance d'observer un événement centennal, et 45%, un événement

cinquantennal.

La protection contre l'aléa courant ne fait plus appel aux seules techniques d'évacuation par des conduites, mais aussi à des techniques alternatives telles que le stockage, le stockage + l'infiltration... , pour lesquelles la seule connaissance des intensités maximales au cours d'un événement n'est plus suffisante. On doit désormais travailler avec des hydrogrammes et même avec des chroniques continues de débits. Pour cela les informations pluviométriques nécessaires deviennent parallèlement des formes de hyétogramme et des chroniques complètes de mesures. A l'échelle de grands bassins versants, on doit y ajouter la description de la répartition spatiale et de la dynamique des pluies.

Usage pour la gestion des inondations : événements extrêmes

Les systèmes d'assainissement sont conçus de manière à prévenir les inondations avec un certain seuil de risque, c'est-à-dire la probabilité qu'un événement dépassant un certain niveau se produise. Ce seuil de risque a de fortes chances d'être atteint au cours de la vie d'un ouvrage, il est donc souhaitable et recommandé par l'Instruction Technique de 1977 d'envisager une gestion de l'inondation en vue de limiter ses conséquences. Des réflexions commencent à voir le jour, où l'on prend en considération le cheminement en surface des eaux de crue. A titre d'exemple, Guiton, 1991, propose des aménagements concernant le stationnement en ville, et visant d'une part à associer stationnement et capacité de stockage, et d'autre part à limiter les phénomènes d'embâcle de voitures lors de crues importantes.

Trois modes d'utilisation des mesures de précipitation coexistent à des fins opérationnelles :

- pour le développement des projets : diagnostic de réseau, réhabilitation, construction ;
- pour le diagnostic d'un événement particulier : validation de projets, expertise en cas de défaillance, déclarations de catastrophes naturelles ;
- pour la gestion du système d'assainissement en temps réel : prévision, consigne de gestion, alerte.

Le développement de projets

Des mesures ou des modèles de pluies, en général ponctuelles, sont employés en association avec un outil de simulation pluie-débit afin de déterminer la dimension des ouvrages d'un système d'assainissement ou d'évaluer les performances d'ouvrages existants. On retient des pluies dont l'intensité maximale au cours d'une certaine durée présente une période de retour donnée, celle-ci étant estimée à l'aide de courbes Intensité-Durée-Fréquence. Le risque de défaillance est assimilé au risque d'observer la pluie que l'on utilise pour le dimensionnement. A des fins de validation, quelques pluies historiques sont parfois utilisées en complément.

Pour ce champ d'applications, il existe le besoin d'une meilleure définition du risque pluvial et des relations entre la pluie et le risque de défaillance. Celle-ci passe par une étude approfondie des observations disponibles mais aussi par l'élaboration de méthodologies adaptées au traitement de ce type de phénomènes. L'aléa ne se limite pas en effet aux seules intensités maximales, mais comporte des aspects liés à la chronologie, à la répartition spatiale et à la dynamique des précipitations. Des développements méthodologiques pourraient préciser les moyens de les prendre en compte.

Le diagnostic d'événements particuliers

A la suite d'une défaillance du système d'assainissement, les mesures de pluie disponibles sont exploitées afin d'étudier le comportement du réseau et d'apporter une expertise sur les causes de la défaillance. Il s'agit de savoir si l'événement pluvial a présenté un caractère exceptionnel et d'examiner au cas particulier le comportement des ouvrages. On cherche à comprendre les mécanismes hydrologiques de manière à déceler des insuffisances ou à valider des choix. Le diagnostic joue un rôle très important à la suite de sinistres dans le but de vérifier si les causes de ce dernier sont imputables à l'aléa ou à un dysfonctionnement. Pour ce type de travaux, la description la plus fine possible des précipitations est nécessaire : pluies antérieures (pour estimer l'état initial du bassin), hyétogrammes si possible en plusieurs points, répartition spatiale et dynamique de l'événement. On doit également bien cerner la relation entre pluies et débits.

Gestion en temps réel du système d'assainissement

Jusqu'à une époque récente, un réseau d'assainissement était conçu pour fonctionner de manière statique ; tout au plus modifiait-on de temps en temps la position de quelques déversoirs ou vannes à des fins d'entretien ou d'adaptation à certaines situations (crue dans le milieu récepteur par exemple).

Cependant, les développements récents des techniques de mesures, de l'électrotechnique, des télétransmissions et des calculateurs ont permis peu à peu d'évoluer vers une approche dynamique de la gestion de ces réseaux.

En utilisant au mieux les capacités disponibles d'un réseau, cette gestion vise plusieurs objectifs (Bachoc, 1984) parmi lesquels :

- la lutte contre les débordements des collecteurs ;
- la réduction de la pollution déversée par temps de pluie ;
- la maîtrise du fonctionnement du réseau par temps sec ;
- l'amélioration de la sécurité du personnel intervenant en égout.

Outre des gains d'efficacité sur la maîtrise des eaux, ce type de gestion autorise une réduction du coût global de l'assainissement.

Un tel système doit fonctionner en mode prédictif avec le plus d'avance possible, de manière à permettre toute anticipation sur les événements. Quelle que soit la démarche adoptée, la gestion en temps réel s'appuie sur la prévision de l'évolution des champs de pluie à courte échéance (quelques minutes à quelques dizaines de minutes). On pourra se référer à ce propos aux travaux de Einfalt, 1988, Denoeux, 1989 et Neumann, 1991. A moyenne échéance (quelques heures) ne sont disponibles que des prévisions qualitatives tant l'évolution des champs de pluies est aléatoire ; elles sont élaborées par les services météorologiques d'après la situation climatique d'ensemble.

Deux approches, que nous résumons ci-après, se sont succédées en Seine-Saint-Denis.

Gestion automatisée de première génération

L'état du réseau étant connu en continu grâce à des mesures télétransmises, il devient possible d'effectuer des simulations en temps réel de l'évolution à court terme de cet état par le biais d'une prévision de pluie, d'un modèle de simulation pluie-débit et d'un calculateur. On peut alors évaluer des scénarios de gestion optimisés que l'on met en oeuvre grâce à des organes de contrôle télécommandés (vannes, déversoirs mobiles, siphons...) agissant sur le réseau. Compte-tenu de la complexité du système que l'on gère et du caractère aléatoire des précipitations, cette approche s'est révélée délicate à exploiter.

Gestion automatisée de seconde génération

On n'effectue plus de simulation en temps réel du réseau ; on compare par contre la situation pluviométrique prévue avec un certain nombre de situations types pour lesquelles existent des scénarios de gestion bien établis. La pertinence du jeu de situations types retenues constitue la clé de voûte de cette démarche. L'étude fine des précipitations doit contribuer à en favoriser le succès.

La gestion automatisée trouve tout son intérêt pour la régulation du réseau lors des pluies fréquentes à fortes, dont les effets peuvent être modulés grâce au système d'assainissement. En cas d'événement exceptionnel, sauf à disposer de prévisions fiables et de capacités de stockages très importantes, la gestion automatisée ne présente qu'un intérêt limité. Ces pluies ne feront donc probablement jamais l'objet d'une gestion automatisée.

Les objectifs de la thèse

Ce travail poursuit plusieurs objectifs :

- l'étude de l'aléa pluvial à l'échelle des bassins versants urbains ;
- une description plus fine des formes spatiales et temporelles des précipitations ;
- une illustration des effets de la diversité des pluies sur le ruissellement.

Cette description plus fine des précipitations devient aujourd'hui possible grâce à l'acquisition de données expérimentales. Elle permettra de mieux caractériser ces phénomènes afin de développer et de valider des modèles, puis de fournir aux ingénieurs, les outils dont ils ont besoin.

L'installation, et l'entretien dans la durée, de sites expérimentaux destinés à la mesure des précipitations n'est pas pour des raisons financières à la portée de laboratoire de recherche en France. Lorsque des expériences sont menées, elles n'excèdent généralement pas quelques années. Pour cette raison, une part importante des recherches nécessaires dans ce domaine devra être effectuée en collaboration avec des Collectivités territoriales qui en disposent pour leurs besoins d'exploitation.

Ce travail de recherche finalisée en constitue une illustration. Il n'a cependant pu être engagé qu'à la suite d'une phase très lourde de mise en forme et de critique des données, suivie d'importants développements informatiques. Il est organisé en cinq parties.

Le premier chapitre est consacré à des rappels concernant le cycle de l'eau en milieu urbain, la mesure des pluies et la description du site de la Seine-Saint-Denis.

Le second chapitre représente une synthèse bibliographique relative à l'analyse des précipitations et à leur modélisation. Il se limite cependant à des techniques classiques telles que les approches statistiques ou déterministes. Il a pour but de fixer le cadre de départ de ce travail et de préciser les objectifs de recherche que l'on peut s'assigner à moyen terme en hydrologie urbaine.

Le chapitre III rassemble les travaux effectués sur la base des observations ponctuelles des pluviomètres de Seine-Saint-Denis : courbes Intensité-Durée-Fréquence (courbes IDF) poste par poste, courbes IDF régionales, courbes IDF par saison, fluctuations nycthémérales et influence du contexte météorologique, statistiques des durées de pluies continues, des durées de temps secs et des formes d'averse, risque de défaillance à l'échelle d'un bassin-versant et comparaisons entre courbes IDF de diverses origines.

Le chapitre IV est orienté vers la description spatiale des précipitations : intermittence des champs de pluie, dépendance linéaire entre les observations à différents postes, courbes IDF-surfaces, coefficient d'abattement probabiliste, hétérogénéité des champs de pluie et coefficient d'abattement autour de l'épicentre.

Enfin, le chapitre V illustre à l'aide d'un cas concret l'influence des caractéristiques de pluie sur la modélisation du ruissellement urbain. Il a une vocation essentiellement pédagogique et introduit ce que pourrait apporter d'ici quelques années, une meilleure connaissance des précipitations.

Chapitre I - La mesure des précipitations

La mesure fait partie de l'étude d'un phénomène au même titre que sa modélisation. Avant d'en décrire les principes, il est nécessaire d'ébaucher le contexte général dans lequel elle se situe. La première partie de ce chapitre rappelle donc brièvement l'influence possible du milieu urbain sur les précipitations, et l'influence qu'il exerce sur la rapidité des crues.

Les techniques de mesure ou d'estimation de hauteurs d'eau ponctuelles ou spatiales sont ensuite examinées dans la seconde partie en précisant dans chaque cas leurs contraintes et leurs limites. On parle successivement du pluviomètre, du radar météorologique et du satellite. Précisons dès maintenant que les pluviomètres en question sont des pluviomètres enregistreurs, appelés pluviographes lorsque l'enregistrement s'effectue sous forme graphique sur des bandes de papier. En raison de l'abandon progressif de ce mode d'acquisition, et par simplification on se limitera dans le texte au terme de pluviomètre.

Enfin, la troisième partie décrit le réseau de mesures de la Seine-Saint-Denis, ainsi que la filière d'acquisition, de critique et d'archivage des données. Ces dernières représentent en effet la base des travaux effectués dans cette thèse.

I.1 Contexte - Conséquences

Le phénomène d'urbanisation, apparu dès l'antiquité, prend un essor considérable à partir de la révolution industrielle au XIXème siècle. Il se poursuit par vagues successives jusqu'à nos jours mais tend à ralentir dans les pays développé. En Ile-de-France, la croissance annuelle est encore de l'ordre de 1%. Ce phénomène se poursuivra pendant quelques décennies encore dans les pays en voie de développement, avec des taux cependant plus élevés.

En terme d'hydrologie, l'urbanisation s'accompagne de nombreuses conséquences aussi bien en ce qui concerne les besoins en eau liés à la présence et à l'activité humaine qu'à la modification du cycle de l'eau dans le domaine urbain : précipitation, ruissellement, infiltration, évaporation...

Deux types d'effets, conditionnant la mesure des précipitations, peuvent être distingués :

- un effet "urbain" pouvant affecter l'homogénéité spatiale des statistiques de pluies : fréquence des pluies, intensités, ... ; le choix d'une densité spatiale d'observation peut en découler ;

- la rapidité de la transformation des pluies en débits, qui implique des échelles d'observation temporelles et spatiales adaptées.

I.1.1 Influence de l'urbanisation sur les précipitations

On évoque souvent une possible influence de la ville sur le régime des précipitations. Bessemoulin, 1980, distingue deux effets principaux :

- la variation de la nature du sol : albédo, répartition des rugosités, longueur de rugosité, etc., qui engendre des turbulences d'origines mécaniques et thermiques ;
- l'influence de l'activité humaine, principalement ici, l'émission de noyaux de condensation ou de noyaux glaçogènes.

Il rappelle quelques résultats de l'étude préliminaire à la campagne METROMEX (Metropolitan Meteorological Experiment - 1971-1975) aux Etats-Unis. Cette étude portant sur 8 villes américaines indiquait :

- une augmentation de l'activité orageuse par rapport au voisinage dans 6 villes parmi les 8 sélectionnées ;
- une augmentation fonction de la taille des agglomérations avec pour les villes de plus de 3 millions d'habitants, une fréquence des orages de + 30% en moyenne par rapport au voisinage.

Les principaux résultats de la campagne METROMEX sur la ville de Saint-Louis (Missouri) ont été :

- un volume des précipitations sur la ville de 10 à 30 % supérieur à celui des environs ;
- des augmentations pouvant atteindre plus de 70% sur le cumul d'orages ou de lignes de grains (dont la durée moyenne est de l'ordre de 40 minutes) passant ou se développant au dessus de la ville ou de sa zone industrielle.
- une augmentation de 25% de l'activité orageuse, et de 80% de l'intensité des chutes de grêle dans la ville et à l'aval de celle-ci (par rapport aux vents dominants) ;

- un rehaussement de la base des nuages de l'ordre de 300 à 600 m par rapport au voisinage.

Ces résultats, même s'ils permettent de soupçonner tel ou tel effet ne sont pas extrapolables d'un endroit à l'autre, compte-tenu de la variété des climats, des situations et du mode d'occupation du sol. Dans le contexte de la Seine-Saint-Denis, il sera difficile de mettre en évidence une différence entre la pluviométrie de la zone urbanisée et celle des zones rurales avoisinantes. En effet, les pluviomètres (enregistreurs) dont nous disposons sont presque exclusivement situés en milieu urbain. Par contre nous pourrons peut-être distinguer des différences à l'intérieur de ce dernier.

I.1.2 Influence de l'urbanisation sur le ruissellement

Si les effets de l'urbanisation sur la pluie restent sujet à discussion, ils sont par contre indéniables sur le ruissellement. Plusieurs facteurs se conjuguent en effet pour en augmenter la rapidité et l'amplitude, avec des conséquences aggravées en cas d'inondation :

- un accroissement des volumes d'eau de pluie nette dû à une imperméabilisation plus forte des bassins versants ;

- une réduction des aires naturelles de stockage de l'eau : lits majeurs, zones humides, étangs, souvent considérées comme inutiles et progressivement remblayées ;

- un accroissement des vitesses de ruissellement, dû au caractère moins rugueux des surfaces urbanisées, toitures, chaussées, et du réseau hydrographique : remplacement des fossés et des rivières par des canalisations ;

- une limitation des capacités d'écoulement : recouvrement des rivières et ruisseaux, manque d'entretien, construction d'ouvrages de franchissement mal calibrés... .

Un volume d'eau qui s'accroît et une durée de ruissellement qui diminue engendrent des débits nettement supérieurs à ce qu'ils seraient dans le milieu naturel, toutes choses égales par ailleurs. On observe donc des phénomènes de crue plus violents et ce à l'endroit où s'accumulent habitations, outils de production et richesses, ce qui en augmente la vulnérabilité. Le risque, conjugaison de l'aléa et de la vulnérabilité s'en trouve accru.

I.1.3 Conséquences sur la mesure et la modélisation des précipitations

Compte-tenu des observations qui précèdent (possibilité d'un effet urbain, rapidité des phénomènes, augmentation des risques), les mécanismes hydrologiques en ville doivent être mesurés à des pas de temps et d'espace beaucoup plus fins que ceux que l'on rencontre en hydrologie générale.

Si les pas de temps employés pour la mesure pluviométrique en milieu rural sont en général supérieurs à 30 mn, 1 heure ou même 1 jour, il en est tout autrement en hydrologie urbaine. Pour comprendre des phénomènes de ruissellement générés en des temps variant de quelques minutes à quelques dizaines de minutes, il convient de mesurer la pluie à des pas de temps de l'ordre de quelques minutes. A ces pas de temps, la variabilité spatiale des pluies est bien plus importante que celle observée à des pas de temps supérieurs, ce qui contraint parallèlement à augmenter la résolution spatiale des mesures.

Des considérations sur la taille des cellules de pluie intense (quelques dizaines de millimètres/heure), leurs vitesses de déplacement et la résolution en temps de la mesure conduisent Niemczynowicz, 1990, in Roussel, 1990, à suggérer pour une configuration idéale en hydrologie urbaine :

- une densité de 1 poste par km^2 ;
- un pas de temps de 1 mn ;
- une résolution en hauteur de 0.1 mm.

En l'absence d'une description plus précise de l'effet urbain, on ne peut définir a priori les densités recquises pour en tenir compte. Etant donné que celles qu'impose la variabilité spatio-temporelle sont déja importantes, ce sont celles-ci qui prévalent.

Les mesures de précipitations à ces échelles sont récentes, notamment aux petites échelles spatiales. Peu de méthodes et de résultats sont donc disponibles pour les appréhender. Il en résulte la nécessité de ré-examiner la validité des méthodes employées en hydrologie classique, éventuellement de les adapter, voire de développer de nouvelles approches.

I.2 Rappels sur les mesures de pluie

La mesure pluviométrique remonte à l'antiquité et semble présente en Chine dès l'an mille avant notre ère (Bonnin, 1984).

L'Hote, 1991, retrace succinctement un historique de la mesure des pluies, inspiré en grande partie de Biswas, 1970. Il cite des exemples en Inde au IVe siècle avant notre ère, à des fins de taxation agricole, en Palestine (entre -200 et +200), en Chine (de -220 à +1250) et en Corée (de 1441 à 1907). Il faudra toutefois attendre le XVIIe siècle pour assister en France et dans maints pays d'Europe à une multiplication d'expériences et de résultats de mesures.

Le même auteur signale en France :

- une série de 48 ans de mesures (1665 à 1713) effectuées plusieurs fois par jour par Morin, médecin, botaniste et académicien parisien ;
- la série de l'Observatoire de Paris depuis 1688 ;
- une série de 45 ans environ mesurée à Montpellier par Jacques Poitevin de 1767 à 1806, puis par son fils de 1807 à 1812.

En 1985 on compte en France environ 5000 postes de mesures pluviométriques (à relevés quotidient) dont 3900 sont archivés dans la banque de données PLUVIO de Météo-France (230 000 années-stations essentiellement après 1946) (STU, 1989). Cette information ne présente pas d'utilité directe pour les besoins de l'hydrologie urbaine car elle est acquise à un pas de temps trop élevé. Cependant elle peut jouer un rôle appréciable pour la critique des séries pluviométriques à pas de temps fin situées à proximité (comparaison des cumuls journaliers, détection de pannes...) ou en soutien de l'information disponible : contour d'une zone de pluie, cumul d'un événement.

En 1981, plus de 1100 postes de mesures pluviométriques (à enregistrement continu) sont recensés en France dont 256 gérés par Météo-France (Guiscafre,1991). La plupart de ces appareils ont été installés à partir de 1955, et ne répondaient pas aux besoins de l'hydrologie urbaine. Ces séries ne sont que rarement digitalisées, l'archivage systématique des mesures en banque de données, n'ayant débuté qu'au début des années 1980. Les autres appareils se répartissent entre un grand nombre de services techniques ou de recherche, en particulier EDF. Ce nombre ne traduit que d'assez loin la réalité des séries de mesures critiquées et exploitables pour le traitement des données, tant subsiste de décalage entre l'existence d'un appareil, la continuité et la qualité de son suivi.

Ces appareils n'étant pour la plupart pas destinés à couvrir des besoins d'hydrologie urbaine ne permettent pas toujours une exploitation à des pas de temps inférieurs à l'heure . Ils sont gérés par une multitude de services et ne font pas encore l'objet d'un archivage centralisé tel que celui concernant les relevés journaliers (banque de données PLUVIO). Un projet semblable relatif aux séries pluviométriques fines, et qu'envisage de mettre en oeuvre le Ministère de l'environnement avec la collaboration de Météo-France fait l'objet d'enquêtes préliminaires depuis plusieurs années. Cette démarche représente un espoir pour l'ensemble de la communauté hydrologique.

Seules deux séries longues, complètes, ont été officiellement dépouillées :

- la série de Paris-Montsouris (1896-1978) : elle a été exploitée à des fins d'hydrologie urbaine par Grisollet, 1948, pour la période 1896-1945 et par Calvet, 1980, pour la période 1927-1978 ; le pas de temps exploitable est de 30 minutes avant 1927 puis de quelques minutes après cette date ; les enregistrements ne sont disponibles en banque de données qu'après 1981 avec cependant 30 mois de lacunes. Les dépouillements bruts de Grisollet et de Calvet, qui permettraient de mettre à jour leurs travaux en tenant

compte des mesures ultérieures, ne semblent pas disponibles ; le Laboratoire d'Hydrologie Mathématique de l'Université de Montpellier a procédé à l'exploitation de la série digitalisée de 1949 à 1978.

- la série de Montpellier Bel-Air (1920-1971), gérée par l'INRA et discrétisée par le ministère de l'agriculture a été étudiée par le LHM (Masson, 1980) à des pas de temps variant de 15 minutes à 72 heures.

D'autres séries ont probablement été exploitées ici ou là à l'occasion d'une étude ou d'une catastrophe, leur inventaire reste à faire.

Les intensités moyennes, supérieures pour diverses durées, à des seuils normalisés sont disponibles sur de nombreux postes de Météo-France, à partir des années 50-60. Elles permettent l'établissement de courbes IDF pour des périodes de retour supérieures à plusieurs mois.

La mesure ponctuelle des pluies à de faibles pas de temps est réalisée à l'aide d'un pluviomètre enregistreur ; l'estimation des précipitations tombant sur une surface fait appel soit à un réseau dense de pluviomètres enregistreurs, soit à un radar, soit à la complémentarité existant entre ces deux instruments de mesure.

Plus récemment, certains chercheurs font appel à l'imagerie satellitaire. D'autres auteurs envisagent dans certains cas, de remonter aux quantités précipitées en associant mesures de débits à l'aval d'un bassin versant et modélisation pluie-débit (Blanchet, 1993) ; cela nécessite cependant des bassins versants dont la réponse hydrologique est stable, en particulier, des sites très imperméabilisés et finement équipés pour la mesure de débit.

I.2.1 La mesure ponctuelle de pluie aux petites échelles de temps

Dans ce chapitre sont illustrés les principaux appareils que l'on emploie de nos jours pour la mesure ponctuelle des pluies ainsi que les incertitudes liées à leur exploitation.

I.2.1.1 Les appareils de mesure

Les premiers procédés d'enregistrement automatiques apparaissent au XIXe s. : pluviographe à flotteur ou à balance (HERVE MANGON et FINES), équipés d'un mouvement d'horlogerie. (Paul et Pichard, 1991).

Les pluviomètres à pesée :

L'eau recueillie est accumulée dans un réservoir monté sur un ressort ; le mouvement vertical lié à la compression du ressort est transcrit par un système mécanique sur un diagramme.

De tels systèmes ne sont plus employés, cependant des versions modernes sont en train de voir le jour. Ainsi le pluviomètre Hyétocap commercialisé par la société Valcap, recueille l'eau dans un auget autovideur provoquant la déformation d'un corps d'épreuve équipé de jauges d'extensométrie. La précision annoncée est de ± 2.5 % quelle que soit l'intensité de pluie.

En 1977, le CNET a développé un pluviomètre permettant d'effectuer des mesures à intervalles de 10 secondes dans une gamme de 5 à 400 mm/h (Azoulay, 1980).

Les pluviographes à flotteur et siphon :

Le pluviographe Jules-Richard à flotteur et siphon (Réméniéras, 1986) : l'eau captée par le cône récepteur s'écoule dans un réservoir contenant un flotteur. Celui-ci est surmonté d'une tige verticale guidée à laquelle est relié un style inscripteur ; lorsque l'eau atteint dans le réservoir un certain niveau maximum, un siphon s'amorce et vide ce dernier en 12 secondes environ, pendant lesquelles la mesure est interrompue. Cet appareil autorise la mesure d'intensités jusqu'à 300 mm/h en régime permanent, mais en pratique jusqu'à 210 mm/h.

Ces appareils comportent les défauts suivants (Viton, 1990) :

- l'amorçage ne se déclenche pas toujours de manière franche en particulier lorsque l'intensité de précipitation est faible : il y a alors écoulement continu de l'eau, sans vidange, le style restant à sa position supérieure ;

- pendant les temps de vidange de l'ordre de 10 à 15 sec., les quantités de précipitation ne sont pas comptabilisées ;

La station de Paris-Montsouris, a été équipé d'un tel système à partir de 1927.

Le pluviographe à intensité JARDI :

Cet appareil est constitué d'un réservoir dont le fond porte un trou calibré partiellement obstrué par une tige conique solidaire d'un flotteur. La position d'équilibre du flotteur est atteinte lorsque les quantités d'eau arrivant dans le réservoir sont égales à celles qui en sortent. Il y a donc une relation directe entre la hauteur du flotteur et le débit traversant le dispositif. En pratique, les précisions obtenues sont de l'ordre de 10 % à 20-30 mm/h. (Viton, 1990).

Calvet, 1980, juge que ce pluviographe, bien que basé sur un excellent principe de mesure n'a pratiquement jamais donné satisfaction.

Le pluviomètre à augets basculeurs :

L'eau s'accumule dans un auget jusqu'à provoquer son basculement, laissant la place à l'auget qui lui fait face. Le mouvement de basculement provoque soit le déplacement d'un style inscripteur, soit l'envoi d'une impulsion électrique.

Leur version moderne est représentée en France par le pluviomètre transducteur (Modèle à augets basculeurs de Précis Mécanique), mis en service en 1978. Il permet l'acquisition numérique des mesures et se prête bien à la télétransmission (Paul et Pichard, 1991). Il est de loin le plus employé de nos jours en France.

Trois modèles principaux sont actuellement en service :

- un modèle avec bague de 2000 cm^2 (dit PL2000), de forme cylindrique et pouvant contenir un enregistreur graphique : la mesure maximum de l'intensité était limitée à l'origine à 120 mm/h puis a été portée par la suite à 240 mm/h ;
- un modèle avec bague de 1000 cm^2 (dit PL1000), profilé et de taille réduite, fixé au sommet d'un pied : limité à 240 mm/h ;
- un modèle avec bague de 400 cm^2, particulièrement adapté à la mesure de très fortes intensités (orages méditerranéens ou tropicaux par exemple) : il peut atteindre des intensités de 600 mm/h.

I.2.1.2 Les erreurs de mesure

Par comparaison entre divers types de pluviomètres, et dans des conditions d'utilisation normalisées, on observe des erreurs de mesure de l'ordre de 5 à 15%. Il s'agit là d'erreurs sur des cumuls journaliers et l'on doit s'attendre à des valeurs plus importantes si l'on travaille à de plus petits pas de temps. Elles présentent pour certaines un caractère systématique que l'on peut éventuellement corriger, et pour d'autres un caractère aléatoire difficilement contournable.

Nous distinguerons principalement les erreurs dues à :

- l'écoulement général de l'air sur le site de mesure ;
- l'écoulement de l'air autour du capteur ;
- la technologie du capteur ;
- la technologie du système d'enregistrement.

a/ Ecoulement de la masse d'air sur le site de mesure

Les conditions idéales de mesures, tous types d'appareil confondus, sont réalisées en l'absence de turbulences, de mouvements ascendants ou descendants de la masse d'air s'écoulant sur le site d'étude ; elles sont réunies en l'absence de vent et d'obstacles à proximité de l'appareil.

Les obstacles en effet peuvent induire deux conséquences indésirables :

- un effet parapluie : l'obstacle empêche tout ou partie de la pluie d'atteindre le lieu d'implantation du poste ;

- un effet perturbateur de l'écoulement de l'air sur le site : l'air buttant sur l'obstacle, provoque un écoulement turbulent, pouvant aggraver l'hétérogénéité de la pluie ;

L'air contournant l'obstacle peut suivre des trajectoires descendantes ou ascendantes, augmentant ou réduisant ainsi l'intensité de pluie enregistrée sur l'appareil.

b/ Ecoulement de l'air autour du capteur

La présence de l'appareil de mesure entraîne, en présence de vent, la création d'une zone de turbulence de l'air au dessus de la bague réceptrice. Celle-ci étant d'autant plus importante que la vitesse du vent est forte.

Cet effet, qui prend des proportions variables suivant le profil aérodynamique des capteurs, peut entraîner des déficits de captation significatifs. Les plus récents d'entre eux ayant fait l'objet d'études en soufflerie ont vu leurs performances améliorées vis à vis de ces inconvénients ; on aboutit ainsi à des appareils de dimensions réduites et présentant une moindre résistance à l'air.

L'influence du vent sur le pluviomètre se manifeste également par l'intermédiaire de la hauteur de la bague réceptrice par rapport au sol, en raison du profil décroissant des vitesses de vent lorsque l'on s'en rapproche. Expérimentalement, on observe que plusieurs pluviomètres, placés à des hauteurs différentes sur un même site dégagé, captent des quantités d'eau décroissant légèrement lorsque l'on s'éloigne du sol.

Cernesson, 1989, a étudié 6 pluviomètres implantés sur un même site pendant 2 ans et demi et accompagnés de mesures de vent :

- 4 appareils de type R01-3030 (PL1000), situés respectivement au sol, à 1 m, à 4 m et à 8 m du sol ;

- 2 appareils de type R5-302 (PL2000) implantés à 1 m du sol : le premier de forme cylindrique (D=50 cm), le second de forme rectangulaire (50 X 80 cm).

La comparaison des mesures acquises de manière simultanée sur ces appareils laisse ressortir les conclusions suivantes :

- au pas de temps journalier (53 pluies supérieures à 5 millimètres) : par rapport au pluviomètre au sol, choisi comme référence, les postes PL1000(1m) et PL1000(4m) accusent respectivement des déficits médians de 4 et 7% ; les postes PL2000 (1 mètre, cylindrique) et PL2000 (1 mètre, rectangle) des déficits de 15 et 9% ;

- au pas de temps de 6 mn (2500 valeurs), les postes PL1000 (1 mètre) et PL1000 (4 mètres) ne laissent apparaître aucune conclusion claire, car selon les auteurs, ils ont été soumis à des phénomènes de vibration, du au vent, entraînant des basculements prématurés ; les deux postes PL2000 montrent par contre une nette influence de la vitesse du vent, influence d'autant plus forte que l'intensité est faible.

Les conditions de cette expérience ne permettent cependant pas d'estimer la part d'erreur que l'on aurait obtenue en comparant sur ce même site des appareils semblables implantés dans des conditions identiques ; par exemple deux PL1000 implantés tous deux à 1 mètre du sol et espacés de quelques mètres. Une telle comparaison, toutes choses égales par ailleurs, aurait en effet pu servir dans chaque cas de référence à celles concernant des matériels et des implantations différentes.

Blanchet, 1993, a constaté des sous-estimations systématiques les jours de vent. Il cite l'exemple d'une sous-estimation de 30% du volume de pluie ruisselé sur une pluie de 9.5 millimètres. Sa référence était constituée par la mesure de la totalité du ruissellement en aval de ce bassin versant, et recueillie dans un bassin de rétention fermé.

Si l'influence du vent sur la mesure de la pluie est reconnue, peu de conséquences en ont été retirées jusqu'à présent, si ce n'est quelques recommandations préventives, voire des normes, concernant l'implantation des appareils. Outre le fait que celles-ci sont très difficilement applicables en milieu urbain, elles ne permettent pas de s'affranchir du problème. Elles en homogénéisent les effets toutes choses égales par ailleurs, notamment la vitesse du vent, paramètre rarement disponible en continu sur les sites de mesure pluviométrique.

On pourrait envisager cependant de doubler les pluviomètres avec des anémomètres, de manière à étudier la faisabilité d'une prise en compte opérationnelle de l'effet du vent (Blanchet, 1993). Cette démarche pourrait faire l'objet d'une évaluation sur les appareils d'un bassin versant expérimental. On chercherait alors à estimer le rôle du vent sur les erreurs commises en estimant les débits, les volumes, les volumes rejetés, etc., et à en modéliser les effets. Deux approches pourraient être envisagées : la correction locale des mesures de chaque poste d'après le vent et la configuration du site, ou bien l'utilisation du vent comme une variable d'entrée globale du modèle.

c/ Technologie des capteurs : le cas des capteurs à augets basculeurs

Nous nous limitons ici au cas des capteurs à augets basculeurs car ce sont les plus fréquents en France .

Les pluviomètres, pour des raisons techniques, ne peuvent mesurer les intensités avec la même fidélité sur toute leur plage de variation. On peut établir en laboratoire des courbes traduisant ce phénomène pour des pluies d'intensités constantes.

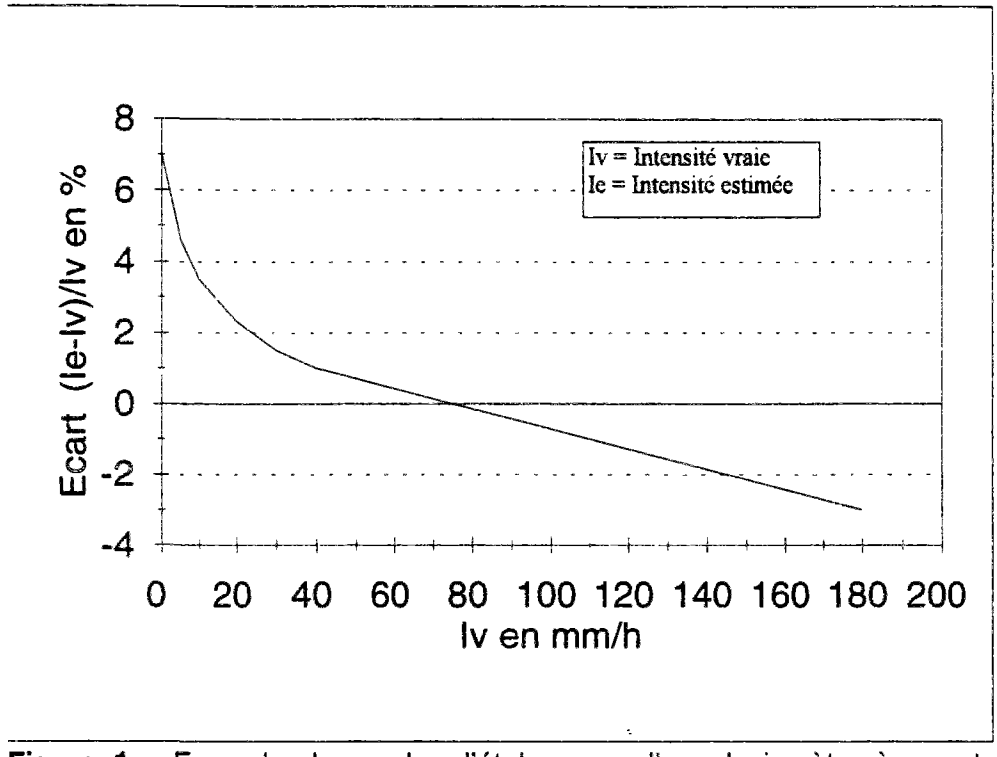


Figure 1 : Exemple de courbe d'étalonnage d'un pluviomètre à augets basculeur de type Précis-Mécanique PL-1000.

Ces courbes illustrent le phénomène dans des conditions simples mais ne sont pas utilisables en pratique du fait de la forte variabilité temporelle des intensités.

Outre ce phénomène, on doit citer l'erreur due, lorsque l'on travaille sur le cumul d'un pas de temps, au caractère discret de la mesure par augets basculeurs. En effet, une partie de l'eau présente dans l'auget au moment du premier basculement peut y être parvenue avant le début du pas de temps ; de même en fin du pas, l'eau éventuellement tombée entre le dernier basculement et la limite du pas de temps ne sera pas comptabilisée. On aboutit donc à une estimation de cumul entachée d'une erreur pouvant atteindre +/- 1 basculement, soit +/- 0.2 millimètre si la capacité de l'auget est de 0.2 millimètre.

Pour une capacité d'auget de 0.2 millimètres, Cernesson, 1989, a effectué le calcul de cette erreur maximale en fonction du pas de temps et de l'intensité, supposée constante. (Voir tableau I)

Tableau I : Erreurs aléatoires de mesures dues au caractère discret de la mesure par augets basculeurs. Erreurs en % = ±100 * (1 basculement)/(nombre de basculements).

Intensité mm/h	Δt = 6 mn	Δt = 12 mn	Δt = 30 mn	Δt = 60 mn
2	100	50	20	10
10	20	10	4	2
20	10	5	2	1
50	4	2	0.8	0.4
100	2	1	0.4	0.2
150	1.33	0.67	0.26	0.13

d/ La technologie du système d'enregistrement

En plus des erreurs associées aux principes de captation et de comptage, s'ajoutent celles dues jusqu'à des dates récentes à l'horloge et à la digitalisation manuelle.

Les horloges sont d'une manière générales soumises à de légères dérives dans le temps, que l'on peut plus ou moins bien prendre en compte suivant la qualité des interventions d'entretien sur le terrain. En particulier une mise à l'heure précise et fréquente ainsi que le relevé des dérives observées permettent d'en corriger les effets si elles demeurent stables. On effectue le plus souvent une correction linéaire en temps.

Si cette question est correctement gérée dans la pratique, on peut considérer des fluctuations de ± 1 minute, correspondant à la précision d'exécution du réglage dans son ensemble. Le cas échéant, on constatera facilement des écarts de plusieurs minutes voire plus.

L'apparition d'horloges à quartz a permis d'effectuer des progrès considérables en la matière, par rapport aux anciennes horloges mécaniques à cycle hebdomadaire ou mensuel. La télétransmission permet aujourd'hui des mises à l'heure régulières sur la base d'une horloge unique, ce qui garantit la synchronisation des différents appareils d'un réseau.

Les opérations de digitalisation manuelle des enregistrements graphiques engendrent également des erreurs parmi lesquelles citons : la précision du pointage, ± 1 millimètre sur le graphique, ce qui entraîne suivant les échelles d'enregistrement des erreurs correspondantes en terme de temps et de hauteurs d'eau.

Le développement récent des enregistreurs numériques a permis également de supprimer cette source d'erreur, même s'il en a ajouté d'autres telles que la saturation des mémoires, les mauvais branchements, les faux contacts, et surtout dans certains cas, la suppression des contrôles visuels.

I.2.1.3 L'implantation des pluviomètres

Le choix des sites doit répondre à plusieurs exigences parfois difficilement compatibles (Khelil, 1985) : limiter les effets liés à la turbulence de l'air, faciliter l'accès au site et protéger le matériel contre le vandalisme.

Les sources d'erreurs liées à l'écoulement de l'air sur le site d'implantation et juste autour du capteur conduisent les services météorologiques à recommander les critères suivants (Khelil, 1985) (STU, 1989) :

- un pluviomètre au sol avec la bague du capteur à 1 m ;
- un terrain plat découvert avec une distance des obstacles avoisinants supérieure à quatre fois leur hauteur au dessus du pluviomètre ;
- un sol environnant recouvert d'herbes ou de plantes, dont la hauteur n'excède pas 30 cm ou, à la rigueur, de graviers ;
- un emplacement au vent plutôt que sous le vent en cas d'implantation sur une colline ou un versant.
- la présence d'arbres ou de haies éloignées pour atténuer le déplacement horizontal des gouttes.

Ces conditions sont difficiles à respecter en ville du fait d'un manque de sites dégagés. En outre, pour limiter le vandalisme, les pluviomètres sont parfois installés sur des toits ou sur des pylônes, ce qui les rend plus sensibles aux erreurs de mesure dues au vent.

Les terrains choisis sont de préférence publics de manière à en faciliter l'accès : écoles, terrains de sport, cimetières, services techniques, espaces verts...

En cas d'installation d'un réseau, les sites retenus doivent préserver une certaine homogénéité de la couverture spatiale de la zone d'étude.

I.2.2 La mesure des précipitations sur une surface

Les informations que l'on recherche lors d'une étude hydrologique sont le volume et la répartition spatiale de la pluie tombant entre deux instants donnés sur la surface d'un bassin versant. Le volume d'eau de pluie rapporté à la surface du bassin définit la lame d'eau moyenne reçue par ce dernier. La répartition spatiale des hauteurs d'eau peut être représentée sous forme cartographique ou à l'aide d'une courbe de répartition des hauteurs en fonction des surfaces touchées.

Suivant la nature du phénomène pluvieux (orage, front...), la taille du bassin versant et le pas de temps adopté pour l'étude, l'estimation que procurera une mesure ponctuelle pourra être très variable. En effet une telle mesure sera peut-être représentative de la lame d'eau moyenne en cas d'événement homogène mais sera très incertaine en cas d'événement hétérogène. Une telle information, par ailleurs ne procure aucune indication quant à la répartition spatiale des intensités de pluie.

Les réseaux denses de pluviomètres ont été développés dans le but d'améliorer la connaissance de cette répartition et la précision des estimations de lames d'eau moyennes.

Par la suite sont apparus les radars puis les satellites météorologiques, dont les mesures de natures indirectes, doivent être associés, du moins pour le moment, à une référence au sol.

I.2.2.1 Les réseaux denses de pluviomètres

Un réseau de pluviomètres est constitué par un ensemble d'appareils répartis sur la surface d'un domaine d'étude sur lequel on cherche à évaluer les apports pluvieux. Un réseau est caractérisé, outre par le ou les types d'appareil qui le constituent, par sa densité, c'est-à-dire le nombre moyen de postes par unité de surface. On l'exprime généralement en nombre de km^2 par poste.

L'expression "réseau dense" bien que relative à la nature des informations que l'on recherche (pas de temps, précision d'estimation des lames d'eau...) caractérise le plus souvent un réseau dont la densité est supérieure à 1 poste pour 20 km^2.

De tels réseaux ne sont apparus en France qu'à partir des années 60 avec :

les réseaux denses des bassins versants expérimentaux en milieu rural :

- en 1962 : le bassin de l'Orgeval dans l'est de la région Ile de France: 20p./100 km^2 ;
- en 1966 : le bassin du Réal Collobrier dans le Massif des Maures : 30 p./80 km^2 ;

les réseaux denses des grandes agglomérations urbaines :

- à partir de 1972 : les réseaux de Seine-Saint-Denis puis du Val-de-Marne ;
- à partir des années 80, les réseaux de Lyon, Marseille, Bordeaux, Nancy...

les réseaux très denses des bassins versants expérimentaux en site urbain :

- le MIN de Rungis : 9 postes sur 200 ha entre 1977 et 1980, avec probablement des erreurs de synchronisation entre les appareils ;
- le réseau de Lempdes (au voisinage de Clermont-Ferrand) : 16 postes sur 2500 ha entre 1985 et 1987, dont 14 à l'intérieur d'une surface de 600 ha (Livet, 1991). Ces données sont accompagnées de mesures radar.

Le déploiement d'un réseau de pluviomètres que l'on utilise à des fins opérationnelles est le fruit d'un compromis entre trois exigences (Khelil, 1985) :

- la description de l'objet mesuré en-soi, le champ de pluie ;
- les objectifs de cette mesure : la modélisation du ruissellement et de l'écoulement ;
- les contraintes matérielles : temps disponible, fiabilité des appareils et des modèles, coût du matériel, de sa maintenance et de son exploitation.

La description du champ de pluie

Sous certaines hypothèses quant à la nature des processus précipitants, les outils de la géostatistique permettent de relier la précision des estimations à un pas de temps donné et la densité de réseau. Cette démarche est illustrée par Lebel et col., 1987, pour des pluies cévenoles, à des pas de temps de 1 heure à 24 heures, des surfaces de 50 à 600 km^2 et des densités de 1 poste/50 km^2 à 1 poste/300 km^2.

En hydrologie urbaine cependant, de tels outils n'étant pas suffisamment étayés conduisent Paturel, Desbordes et Masson, 1986, ainsi que Niemczynowicz, (in O.M.M., 1990), à procéder par simulation :

- on se donne à partir d'observations admises, une loi de répartition des tailles de cellule pluvieuse ainsi qu'un schéma de répartition des intensités autour de l'épicentre ;

- on tire de manière aléatoire la position de l'épicentre sur la zone d'étude, la taille de la cellule et la direction de son grand axe ;

- on se donne des bassins versants de tailles et de formes variables ;

- on se donne des réseaux de densités variables et on évalue les écarts entre l'estimation de lame d'eau que procure le réseau et la lame d'eau effective que donnerait une telle cellule.

Paturel et col. travaillent au pas de temps de l'événement, Niemczynowicz, à des pas de temps descendant jusqu'à 5 mn ; cet auteur introduit de plus un déplacement des averses.

Paturel et col. recherchent le nombre de postes nécessaire pour obtenir une précision d'environ 30% sur l'estimation d'une lame d'eau totale sur un bassin versant ; leurs résultats sont récapitulés dans le tableau II ci-après.

Tableau II : Nombre de pluviomètres à installer pour obtenir une précision d'au moins ±30% sur l'estimation de la lame d'eau d'une pluie sur un bassin versant de surface donnée. (In Paturel et col., 1986).

Surface Bassin Versant en ha	<=50	50 -100	100 - 500	500-1000	1000-2000
nb de postes	1-2	2-3	4-5	6-7	7-10
Surface en ha	2000-3000	3000-4000	4000-5000	5000-10000	10000-20000
nb de postes	10-12	12-14	14-16	16-20	20-30

Niemczynowicz recommande une configuration idéale fondée sur une acquisition au pas de temps de 1 mn, une sensibilité de 0.1 mm et une densité de 1 poste par km^2 .

Les objectifs de la mesure

Les mesures de pluie sont effectuées dans un but de modélisation pluie-débit sur des bassins versants urbains. Plusieurs objectifs peuvent être poursuivis : l'observation en temps réel ou l'analyse statistique, le diagnostic d'événement ou l'étude de projet.

La précision requise pour l'observation du phénomène peut tenir compte de la sensibilité du paramètre étudié (débit de pointe à l'exutoire, par exemple) aux incertitudes de la variable

d'entrée, la mesure de pluie : en effet, les bassins versants jouent un rôle de filtre dans la transformation pluie-débit et limitent ainsi l'effet des erreurs de mesure.

On peut adapter la précision de mesure en fonction de celle des autres maillons de la chaîne de modélisation : performance du modèle pluie-débit, précision de la description des bassins versants et des ouvrages d'assainissement, précision de la mesure des débits, ... Il semble inutile de rechercher trop de précision sur un paramètre si celle des autres s'avère fortement limitante.

Si l'on développe un projet, les grandeurs recherchées traduisent essentiellement un comportement moyen du système hydrologique, vis-à-vis de longues chroniques de mesures. Dans ces conditions, les incertitudes admises à l'échelle d'un événement peuvent être plus grandes, car elles tendent à se compenser sur un grand nombre de réalisations. Si par contre on s'intéresse à la prévision en temps réel ou au diagnostic, on est directement confronté aux incertitudes de mesure : répartition spatiale de la pluie, forme du hyétogramme, ... , ce qui impose une résolution en temps et une densité spatiale d'appareils plus fortes.

Les contraintes matérielles

En réalité, on se trouve plutôt dans un contexte où les facteurs limitants sont le prix du réseau et la difficulté à trouver des sites plutôt que la précision souhaitée, vis-à-vis du phénomène en -soi, ou de l'usage que l'on fait de sa mesure. Il est peu probable de voir augmenter la densité des réseaux existants, bien que celle-ci soit notablement insuffisante pour certains usages tels que la prévision en temps réel ou le diagnostic d'événements orageux.

Les objectifs recherchés ne seront atteint qu'en utilisant ou en associant d'autres systèmes de mesure, parmi lesquels le radar occupe actuellement une place de choix. Le développement de l'imagerie radar fait en effet espérer, à densité égale de réseau, des gains significatifs dans la précision d'estimation des lames d'eau.

I.2.2.2 La mesure de pluie par radar

L'observation des champs de pluie par radar s'est développée à partir de la seconde guerre mondiale. Elle permet une observation fine de la structure des précipitations, aussi bien en plan qu'en volume.

Elle est opérationnelle d'un point de vue qualitatif en France avec le réseau ARAMIS (19 radar prévus en 1994 - archivage des mesures depuis 1989), géré par Météo-France et réparti sur l'ensemble du territoire. Ces radars émettent pour la plupart avec une longueur d'onde de 5 centimètres (sauf cas particulier avec 10 centimètres), ce qui exige des diamètres d'antenne de 2 mètres (pour une ouverture de faisceau de 1.8°) ; ce sont donc des installations lourdes. Une chaîne de numérisation des données radar, CASTOR, est en cours d'installation sur les radars du réseau ARAMIS, facilitant leur exploitation quantitative à des fins hydrologiques. Des applications sont opérationnelles sur certains sites, tels que la Seine-Saint-Denis, la Ville de Bordeaux, la Ville de Marseille ou le District de l'Agglomération Nancéienne.

Une seconde approche est en cours de développement au LTHE, IMG (Laboratoire d'Etude des Transfert en Hydrologie et Environnement, Institut de Mécanique de Grenoble) et au LCPC (Laboratoire Central des Ponts et Chaussées), afin de combler les lacunes que présente la couverture par le réseau ARAMIS. Il s'agit d'exploiter un radar de configuration légère, dont la résolution spatio-temporelle est mieux adaptée à l'hydrologie urbaine et à l'hydrologie de montagne (Delrieu et col., 1992). Ces radars émettent avec une longueur d'onde de 3.2

centimètres et possèdent un diamètre d'antenne de 1.2 mètre (pour obtenir une ouverture de faisceau de 1.8°). Ils sont beaucoup plus sensibles aux effets de l'atténuation et de ce fait les recherches en cours visent à élaborer des procédures de traitement adaptées.

Une troisième approche fait l'objet de recherches à l'OPGC (Observatoire de Physique du Globe de Clermond-Ferrand) à l'aide du radar ANATOL à diversité de polarisation. Un faisceau radar à double-polarisation, l'une dans le plan vertical et l'autre dans le plan horizontal, permet de caractériser une cible outre par sa réflectivité horizontale, par le rapport entre les réflectivités que l'on observe respectivement dans les deux plans. Ce rapport est théoriquement relié à la distribution des tailles de gouttes de pluie dans le volume échantillonné. Un tel radar autorise donc en principe l'estimation d'une relation de transformation réflectivité-intensité différenciée sur chaque pixel. En raison de diverses sources d'erreur les essais effectués ne sont pas encore concluants d'un point de vue des estimations quantitatives (Pointin et col., 1993). Cet outil permet cependant une meilleure caractérisation des cibles, en particulier la détection de la grêle, de l'altitude de la bande brillante et des échos de sol (Faure,1993). Une meilleure connaissance des propriétés de la réflectivité différentielle permettrait d'en améliorer d'une part le traitement et d'autre part les interprétations. Ce radar représente un outil de recherche très appréciable.

Principe de la mesure

Les gouttes de pluies, de même que d'autres hydrométéores, ont la propriété de réfléchir une partie des signaux radar qu'elles reçoivent. Le taux d'énergie rétrodiffusé dépend du facteur de réflectivité Z de la cible que représente l'ensemble des gouttes à l'intérieur du volume d'atmosphère échantillonné. Pour une longueur d'onde donnée, ce facteur de réflectivité exprime la section efficace moyenne de cette cible par unité de volume, et est fonction entre autre de la forme des gouttes de pluies et de la distribution de leurs tailles.

Moyennant quelques hypothèses sur la forme des gouttes de pluies, la loi de répartition de leurs tailles, la loi exprimant leurs vitesses de chute, Marshall et Palmer ont montré en 1948 que l'on pouvait relier intensité de pluie R en mm/h et facteur de réflectivité Z en mm^6/m^3 par une relation du type :

$$Z = a.R^b \qquad (2)$$

où a et b sont deux paramètres, dépendant du type et du cycle de vie des précipitations.

Le radar météorologique fournit une mesure ayant une forte résolution spatio-temporelle, une couverture spatiale large et une disponibilité immédiate. Ces avantages sont cependant grevés par la nature indirecte de la mesure, soumise à de fortes incertitudes en terme d'estimation quantitative des pluies (Delrieu et col., 1992). Nous en donnons un aperçu ci-après.

Incertitudes de la mesure de pluie par radar

Outre les incertitudes liées à la méconnaissance de la distribution des tailles de gouttes de pluie, on rencontre :

a/ des erreurs dues à l'appareillage

- calibration électronique du radar : il s'agit du rapport entre le signal radar reçu et le signal électrique généré par la chaîne de traitement. Ce rapport peut varier suivant l'état du système.

- sensibilité de l'antenne au vent : des vents très forts sont susceptibles d'interdire la mesure par radar en raison des risques encourus par le matériel.

b/ des erreurs dues au milieu de propagation

- aveuglement du radar : une partie importante du signal peut être réfléchie par la pellicule d'eau ruisselant sur le dôme ou par de très fortes intensités tombant à proximité ;

- atténuation du signal : la traversée d'une zone de pluie importante (en largeur ou en intensité) réduit la puissance du signal par atténuation ; ce phénomène est d'autant plus important que la longueur d'onde est faible ; s'il est considéré comme négligeable pour des radars dont la longueur d'onde est de 10 cm, il doit être pris en compte pour des radars émettant dans la bande des 5 cm.

- bande brillante : un pic de réflectivité est observé lorsque le signal radar traverse l'isotherme zéro degré, au sein de laquelle se trouvent des particules de glace et de neige en phase de fusion ;

- propagation anormale : des discontinuités dans les profils verticaux de température et de pression partielle de vapeur d'eau peuvent provoquer de fortes variations de l'indice de réfraction de l'air et bloquer le signal près du sol, avec génération d'échos par les obstacles ;

c / des erreurs dues à la présence d'obstacles notamment topographiques

- échos de sol : suivant l'angle de tir du radar, une partie plus ou moins importante du faisceau peut rencontrer le sol, des bâtiments ou des éléments de relief, et donc rétrodiffuser une partie du signal, ce qui parasite l'image d'un champs de pluie ; l'intensité de ces échos peut varier suivant l'état de l'obstacle (sec, humide, état de la végétation...) ;

- effet de masque : le signal radar est masqué par un élément de relief , ce qui crée une zone d'ombre radar.

L'emploi d'un modèle numérique de terrain permet de prévoir l'emplacement des échos de sol et des zones d'ombre en fonction de la localisation du radar et de son angle de tir ; on peut également prévoir de manière qualitative l'intensité des échos de sol (Roux, 1988).

d / des erreurs dues à la transformation des réflectivités en intensités de précipitation

- hétérogénéité, remplissage partiel, variation verticale du volume échantillonné.

Les recherches actuelles visent à fiabiliser le radar et à élaborer des algorithmes de correction des effets indésirables.

Applications en hydrologie urbaine et comparaison par rapport au réseau de pluviomètres

A l'heure actuelle, malgré les incertitudes qui lui sont associées, l'imagerie radar quantitative devient suffisamment intéressante pour être exploitée de manière opérationnelle en hydrologie urbaine.

Le pluviomètre procure un suivi ponctuel mais continu des précipitations tandis que le radar en donne des images spatiales, intégrées verticalement sur une certaine épaisseur d'atmosphère. Ces deux techniques offrent donc une certaine complémentarité. Les images radar sont composées d'informations "ponctuelles" (1 kilomètre carré environ) soumises à de fortes fluctuations. Par ailleurs, le fonctionnement des radars présente des instabilités, ce qui rend nécessaire dans certains cas, un redressement des images à l'aide des mesures au sol. Celui intervient après correction des images (échos de sol, bande brillante, profils verticaux de réflectivité, etc.).

Depuis 1989, la société RHEA distribue une chaîne de traitement, CALAMAR, offrant avec l'aide d'un réseau de pluviomètres, des images de pluie calibrées en temps réel, au pas de temps de 5 minutes, avec une maille spatiale de 1000 mètres et une résolution à 16 niveaux de réflectivité (Blanchet, 1992), chacun d'eux correspondant à une plage d'intensité de pluie.

Un réseau de pluviomètres procure des observations eulériennes (observations en des points fixes) des systèmes de précipitation. Il ne permet pas toujours, compte-tenu de sa densité, de suivre leur évolution dans un repère lagrangien (observations dans un repère mobile, se déplaçant comme la structure observée). Le radar par contre offre les deux possibilités, ce qui facilite par exemple le suivi de cellules convectives. Le suivi en temps réel des champs de précipitations par radar débouche aujourd'hui sur des applications opérationnelles de prévisions de pluies à brève échéance (30 mn, 1 heure), le "nowcasting". Pour plus d'informations on pourra se référer aux travaux de Einfalt, 1988, Denoeux, 1989, Neumann, 1991, développés d'après les images du radar Rodin de Trappes et les mesures pluviométriques de Seine-Saint-Denis.

Si de nombreuses comparaisons ont été tentées en matière d'estimation de hauteur d'eau entre ces deux systèmes de mesure, aucune ne peut servir de référence tant les sources d'incertitudes de l'une et de l'autre sont nombreuses et difficiles à apprécier. Nous donnons ci-après les conclusions de deux études relatives à la modélisation du ruissellement en hydrologie urbaine, dans lesquelles, les comparaisons sont effectuées par l'intermédiaire des débits ou des volumes de crue simulés.

Andrieu, 1986, démontre à travers la modélisation de plusieurs bassins versants et de plusieurs épisodes de natures différentes, que l'imagerie radar, même sommairement calibrée à l'aide de pluviomètres (densité de 1p./10 km2 environ), permet de simuler le fonctionnement de réseaux d'assainissement avec une qualité comparable à celle que procure des mesures pluviométriques situées au droit, ou à proximité immédiate, des bassins versants étudiés. Il n'a cependant pas démontré le gain qu'apportait le radar par rapport aux seules mesures pluviométriques dans ce contexte. Il montre par contre qu'en l'absence de mesures pluviométriques sur le bassin versant ou dans son voisinage immédiat, l'imagerie radar offre des résultats comparables.

Dans trois cas particuliers, à l'échelle de bassins versants de 250 ha fortement imperméabilisés, Blanchet, 1993, montre que pour des pluies homogènes, le volume ruisselé à l'exutoire de ces bassins, après déduction des pertes initiales finement modélisées pour cette étude, varie linéairement avec la lame d'eau. Il considère donc ce volume comme une mesure de référence de la lame d'eau, ce qui lui permet de comparer la fiabilité des mesures des pluviomètres et du radar lors d'événements hétérogènes.

Dans ce référentiel, il observe une meilleure adéquation en moyenne des estimations radar de lame d'eau par rapport à la hauteur d'eau prise en un poste distant de 1 à 2 km du bassin versant. Ce travail ne comporte cependant pas de comparaison avec un pluviomètre situé au droit du bassin versant, ni a fortiori de comparaison avec l'estimation de lame d'eau que procurerait la moyenne des mesures sur 2 ou 3 postes centrés sur le bassin versant. Il permet de valider les estimations radar, mais ne permet pas de conclure sur les estimations pluviométriques. Par rapport à la lame d'eau de référence sur des cumuls d'événement de 5 à 15 mm, les écarts observés sont de l'ordre de ± 35% avec les images radar advectées et calibrées. Les erreurs semblent nettement moins importantes pour les pluies fortes (>=15 mm) mais l'échantillon de ces pluies est très faible (2 observations).

Conclusion

La mesure de pluie par radar tend à devenir opérationnelle en hydrologie urbaine. En Seine-Saint-Denis par exemple, les images d'une centaine d'événements sont archivées depuis 1989. La combinaison d'un réseau de pluviomètres et d'un radar apparaît prometteuse. A l'heure actuelle, les mesures pluviométriques permettent de déceler des instabilités significatives de mesures du radar. Les procédures d'utilisation conjointe de ces deux systèmes de mesure sont susceptibles d'amélioration et méritent des efforts de recherche.

I.2.2.3 La mesure des précipitations par satellite

Le développement récent des satellites météorologiques ouvre la voie à de nouvelles applications en pluviométrie, grâce à un suivi global des systèmes nuageux. Les satellites les mieux adaptés sont les satellites géostationnaires dont l'orbite, située à 36 000 km de la Terre, autorise une rotation synchrone avec celle-ci. Leur position relative par rapport au sol demeure constante, ce qui permet une fréquence d'acquisition d'image élevée.

Suivant la technologie des capteurs embarqués, on observera soit dans les longueurs d'onde du visible et de l'infra-rouge la couverture nuageuse, soit dans le domaine des hyperfréquences, les volumes d'eau présents dans l'atmosphère. Ces mesures étant de natures indirectes, il est nécessaire de se référer à des mesures directes effectuées au sol.

Si ces techniques sont employées couramment depuis une vingtaine d'années, leur utilisation à des fins de mesure quantitative de lames d'eau en est à ses balbutiements.

a) Estimation de lames d'eau à de grands pas de temps (décade, mois, saison) :

Les premières méthodes exploitent des images infrarouges (IR) de la couverture nuageuse afin de détecter les cellules convectives intenses. Celles-ci atteignant des altitudes importantes sont plus froides que les sommets des nuages avoisinants ; en définissant un seuil de température, on distingue sur une image satellite IR, les pixels froids des autres. Leur nombre, observé sur une période déterminée (décade, mois, saison, année...), peut être corrélé à la quantité d'eau précipitée au cours de cette même période. Des résultats intéressants sont obtenus par exemple grâce au satellite Météosat sur l'Afrique subtropicale.

b) Estimation de lames d'eau à de petits pas de temps (30 minutes, 1 heure...) :

Bras, 1990, décrit une méthode développée par Ingraham en 1980 couplant la succession des images visibles et infrarouges du sommet des nuages avec un modèle physique simplifié décrivant la convection d'une masse d'air humide. Les évolutions de la surface et de la température du sommet du nuage sont reliées à la vitesse ascensionnelles de l'air dans le nuage, laquelle conditionne le volume d'air humide subissant la convection. La quantité d'eau susceptible d'être condensée par unité de temps découle de cette masse d'air, de sa teneur en humidité et de l'efficacité du processus pluviogène.

De telles méthodes restent largement du domaine de la recherche et ne font pas encore l'objet d'une utilisation opérationnelle.

c) L'image satellite en appui pour améliorer l'interpolation spatiale entre des postes d'un réseau de pluviomètres :

En Angleterre, Egly et Siyyid, 1991, ont testé une technique d'estimation de lame d'eau au pas de temps horaire fondée sur une méthode d'interpolation entre des postes d'un réseau de pluviomètres : pour estimer la hauteur d'eau tombée en un point, ils calculent une moyenne pondérée des mesures obtenues aux divers postes de ce réseau. Le calcul des poids fait intervenir d'une part la distance entre ce point et les pluviomètres, et d'autre part, une distance "spectrale" traduisant la proximité dans le domaine infrarouge des longueurs d'ondes observées aux différents points.

Les auteurs annoncent des gains pouvant atteindre 20% sur la somme des écarts quadratiques des erreurs, lors des événements hétérogènes ; ces gains sont plus faibles pour des événements homogènes car l'information donnée par le réseau est plus précise. La prise en compte de la variable "longueur d'onde", introduit surtout ici une information qualitative reflétant les caractéristiques géométriques (contour, surface) de la zone précipitante.

En conclusion, si l'exploitation des images satellitaires est opérationnelle pour de nombreuses applications de surveillance climatique ou agrométéorologique, elle demeure encore assez éloignée des besoins de l'hydrologie urbaine, si ce n'est pour la prévision météorologique à plusieurs heures. Les résolutions temporelles et spatiales offertes demeurent faibles ; la fréquence minimale d'acquisition d'images reste supérieure à 30 minutes tandis que la taille d'un pixel avoisine au mieux les 10 km de coté. Ces contraintes sont cependant susceptibles

d'évoluer assez vite, de même que les techniques d'interprétation d'image. Ces outils restent donc très prometteurs.

I.2.3 Conclusions

Le pluviomètre ou le réseau de pluviomètres reste aujourd'hui le moyen le plus répandu pour la mesure des précipitations en hydrologie urbaine. Cet outil a bénéficié au cours des dernières années et bénéficiera encore de nombreuses améliorations relatives à la précision et à la fiabilité des systèmes d'enregistrement. Ce procédé de mesure demeure cependant très sensible au vent et les conditions optimales d'implantation ne peuvent que rarement être observées en milieu urbain.

Le radar météorologique tend à devenir opérationnel et procure déjà des informations intéressantes pour la prévision à courte échéance, l'étude de la répartition spatiale et de la dynamique des précipitations en milieu urbain. Son usage à des fins d'estimations quantitatives doit encore s'appuyer sur des comparaisons avec les pluviomètres au sol, du fait notamment d'instabilités de fonctionnement. Les progrès à attendre proviennent d'une part de la fiabilisation de cet outil et d'autre part du développement de procédures de correction fondées sur la modélisation physique des phénomènes.

Cette thèse tire profit des mesures d'un réseau dense de pluviomètres. Un jeu d'images radar calibrées est exploité en complément afin d'effectuer quelques comparaisons. Ces images constitueront d'ici quelques années un ensemble conséquent, susceptible de faire progresser la description des champs de précipitation en hydrologie urbaine : distribution des lames d'eau, structure et dynamique des champs de pluie.

L'exploitation des images satellitaires, bien que prometteuse à moyen terme n'offre pas encore les résolutions spatiales et temporelles nécessaires aux applications de l'hydrologie urbaine. De plus les méthodes de traitement adaptées aux petites échelles de temps et de surface restent encore largement du domaine de la recherche. L'imagerie satellitaire n'est pas employée dans ce travail.

I.3 Le site de la Seine-Saint-Denis

La Seine-Saint-Denis, département de la petite couronne crée en 1964, s'étend sur 236 km² au nord-est de la ville de Paris. Urbanisé dans sa majeure partie, il compte aujourd'hui près de 1.200.000 habitants.

I.3.1 Description physique

Le réseau hydrographique se décompose en deux bassins versants importants, l'un drainant les eaux vers la Seine au Nord-Ouest, l'autre vers la Marne, au Sud. Le canal de l'Ourcq, qui traverse le département en son milieu selon une ligne WSW-ENE, constitue la limite entre une zone de plaine au Nord et une zone de collines au Sud, entrecoupée par la vallée de la Marne. Ces collines (I, II et III) d'altitudes semblables n'excèdent pas 130 m et dominent d'environ 80 m la plaine avoisinante et la vallée de la Marne. Elles se déclinent en trois blocs distincts et alignés(voir figure 2) :

- les hauteurs de Bagnolet, Romainville, Montreuil, Fontenay-s/Bois (Zone I) dominent à l'Ouest la Ville de Paris dans le prolongement de Belleville (XXe arrondissement de Paris), et selon une ligne de crête approximativement orientée WNW-ESE sur 7 km ;
- les collines du Raincy et de Clichy-s/Bois (Zone III), à l'est, à la limite du département de la Seine-et-Marne ;
- entre les deux, le plateau d'Avron (Zone II), de très faible superficie (quelques km²).

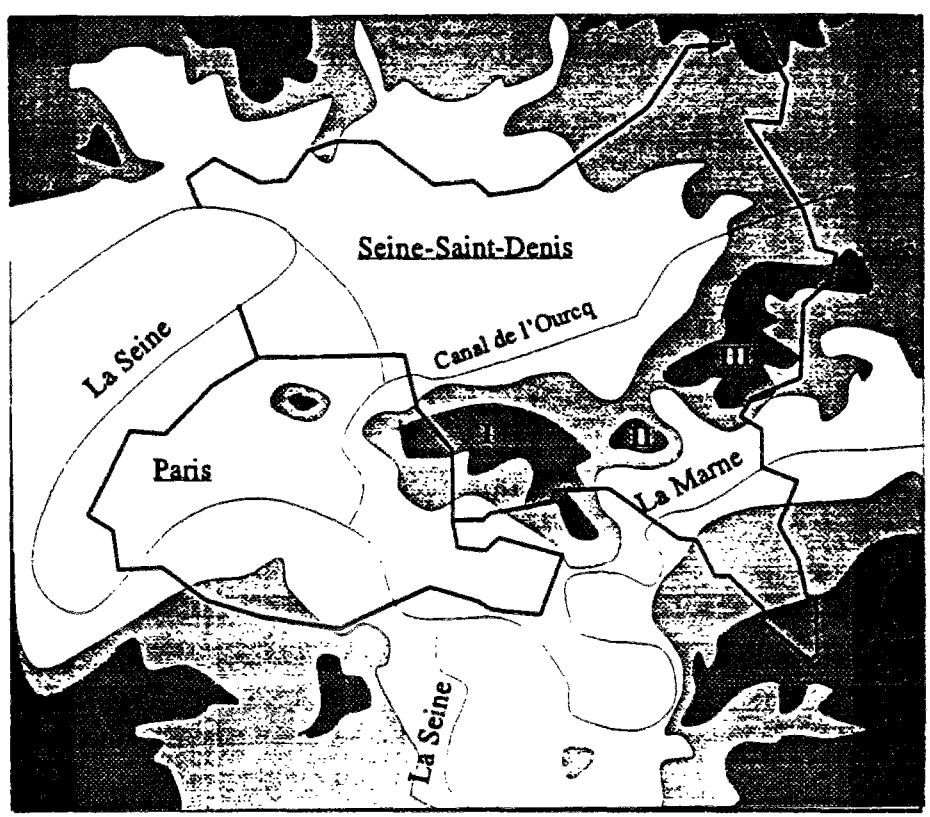


Figure 2 : Carte physique de la Seine-Saint-Denis.
Blanc : < 60 mètres ■ 60-100 mètres ■ > 100 mètres

I.3.2 Le service d'assainissement

Le service départemental d'assainissement se structure au début des années 1970 à partir du réseau intercommunal dont hérite le département nouvellement crée (Bachoc, 1984).

A cette époque, l'influence de l'urbanisation se fait déjà sentir au travers d'inondations fréquentes aggravées par le manque de pente.

Assez vite, les responsables de la DDE qui gère ce service, envisagent un projet de gestion automatisée du réseau, rendu possible grâce à l'avènement des mini-ordinateurs et des techniques de télétransmission (Bachoc, 1984).

Ce projet constituera l'ossature d'un grand nombre d'actions visant à :

- renforcer le réseau ;
- créer des bassins de retenue en amont ;
- contrôler et maîtriser les flux dans le réseau ;
- améliorer la sécurité des personnels d'intervention ;
- minimiser les impacts sur le milieu naturel des rejets urbains par temps de pluie.

En accordant une place importante à la recherche et aux innovations, il jettera également les bases d'un partenariat fructueux entre services techniques, laboratoires de recherche et bureaux d'études spécialisés. Le site de la Seine-Saint-Denis contribue aujourd'hui à des recherches et à des développements dans la plupart des domaines couverts par l'hydrologie urbaine : la mesure (vitesses d'écoulement, débits, de pluies, pollution), la modélisation du ruissellement, la mise au point d'outils et de techniques nouvelles, la gestion automatisée, la maîtrise de la pollution des eaux pluviales, les aspects juridiques de la gestion de l'eau en ville, la réintégration de l'eau dans la ville, etc.

D'une gestion statique du réseau, on évoluera progressivement vers une gestion dynamique en temps réel, faisant intervenir des mesures, des prévisions et des outils de contrôle à distance.

C'est dans ce contexte que prendra naissance le réseau de mesures du département.

I.3.3 Le réseau de mesures pluviométriques

Après un bref historique, on décrit ci-après l'appareillage et sa maintenance. L'archivage des mesures, leur qualité et l'organisation des données sont décrits en annexe I et II.

I.3.3.1 Historique

Les premiers appareils sont installés à partir de 1972. Il s'agit dans un premier temps de satisfaire aux besoins de modélisation du réseau d'assainissement. Par la suite, d'autres appareils seront implantés dans le cadre d'études de fonctionnement de certaines parties du réseau : les deux postes de Noisy-le-Grand (en 1981) pour une étude des rejets en Marne, puis pour les besoins de la gestion automatisée.

Les dernières implantations qui remontent à 1988-1989, visaient à assurer une couverture plus homogène du département avec en moyenne un poste pour 10 km². Un dernier poste installé en 1993 à Bobigny vient compléter cet ensemble. A titre d'illustration, la recherche et l'obtention des autorisations nécessaires à son implantation ont pris plus d'un an.

Tableau III : Liste des pluviomètres du réseau du Département de la Seine-Saint-Denis.

Numéro	Nom	Commune	Date d'installation
1	ROSN01	Rosny-s/s-Bois	06/12/1971
2	LIVR02	Livry-Gargan	24/04/1972
3	EPIN03	Epinay-s/-Seine	17/08/1973
4	BAGN04	Bagnolet	09/07/1974
5	VILL05	Villepinte	26/04/1972
6	DRAN06	Drancy	02/12/1974
7	ECOU09	Ecouen (Val-d'Oise)	03/01/1983
8	LOUV08	Louvre (Val-d'Oise)	03/01/1983
9	NEUI09	Neuilly-s/-Marne	04/03/1974
10	DUGN10	Dugny	03/01/1983
11	CLIC11	Clichy-s/s-Bois	21/05/1976
12	PANT12	Pantin	11/06/1976
13	LIVR13	Livry-Vaujours	14/06/1976
14	NOIS14	Noisy-le-Grand	05/06/1981
15	BLAN15	Blanc-Mesnil	22/06/1983
16	NEUI16	Neuilly-Plaisance	12/10/1982
17	NOIS17	Noisy-le-Grand	05/06/1981
18	VILL18	Villepinte	20/09/1988
19	MONT19	Montfermeil	20/09/1988
20	AULN20	Aulnay-s/s-Bois	20/01/1986
21	COUR21	La Courneuve	01/03/1987
22	OUEN22	Saint-Ouen	10/07/1988
23	TREM23	Tremblay-en-France	29/08/1988
24	BOBI24	Bobigny	12/02/1993

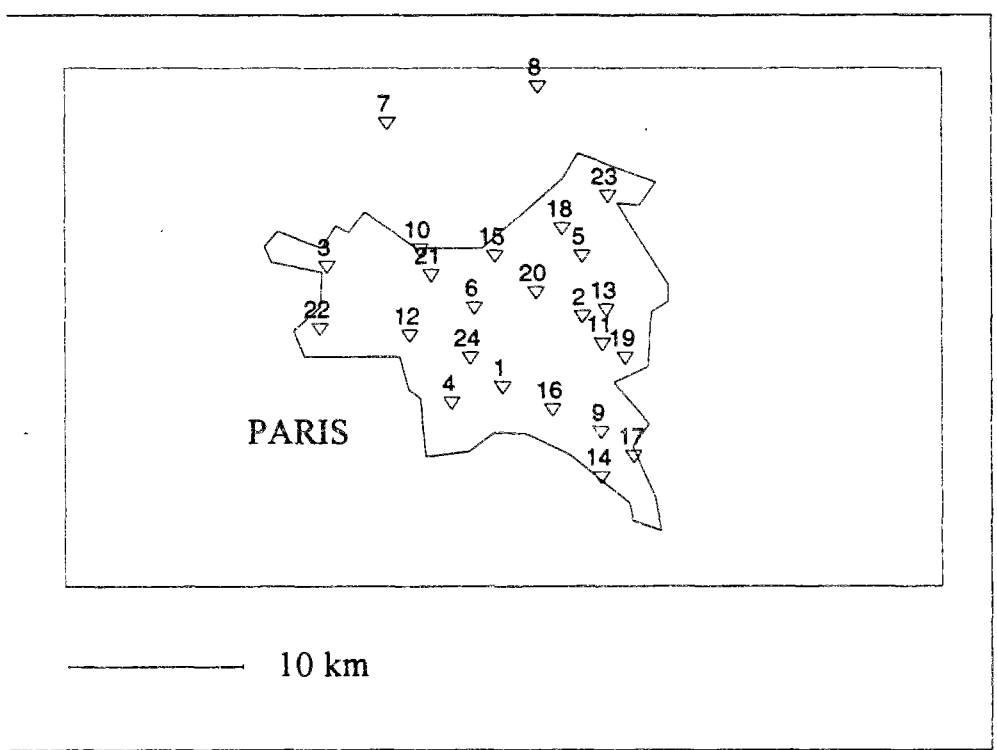


Figure 3 : Carte des pluviomètres du Département de la Seine-Saint-Denis

En raison de la couverture radar du département, de la difficulté de trouver des sites adaptés et du coût de la mesure, la taille de ce parc qui s'établit désormais à 24 appareils télétransmis, ne devrait plus tellement évoluer. Quelques appareils supplémentaires permettraient cependant de parachever l'homogénéisation spatiale du réseau.

I.3.3.2 Les appareils

Deux types de capteur sont en usage aujourd'hui : les types Précis-Mécanique à augets basculeurs R05-3020 avec bague de 2000 cm² (PL2000) et R01-3030 avec bague de 1000 cm² (PL1000). Les premiers, plus anciens, offrent une résolution de 0.1 mm de pluie, tandis que les seconds en offrent une de 0.2 mm, avec par contre une moindre sensibilité aux effets du vent. On trouvera au § I.3 des considérations sur leurs différences de pouvoir de captation.

Les appareils de type PL2000 sont équipés d'un système d'acquisition graphique, dont la vitesse de déroulement est de 2 cm/h. A partir de 1988 , ils sont pourvus d'un système d'enregistrement numérique de type CENTRALP. Les appareils de type PL1000 ne sont équipés que d'un système d'acquisition numérique, ils ont été conçus dès l'origine dans ce but.

L'acquisition numérique des mesures porte sur le nombre de basculements observé minute par minute. On n'enregistre rien lorsqu'il n'y a pas de basculement.

Depuis 1989, les appareils sont équipés d'un seau de récupération de l'eau.

Les évolutions de ce parc pourraient concerner d'une part le dédoublement des capteurs pour limiter les pannes et d'autre part l'installation d'anémomètres afin d'estimer les erreurs dues au vent.

Tableau IV : Classification des pluviomètres par type de capteur et de système d'acquisition

Pluviomètres	1ère période Origine à 84-87	2ème période 84-87 à 88-89	3ème période après 88-89
1ère famille : PL2000 1, 2, 3, 4, 5, 6, 9, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17	Graphique	Graphique +CR2M	Graphique +CENTRALP
2ème famille : PL1000 7, 8, 10	-	CR2M	CENTRALP
3ème famille : PL1000 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24	-	-	CENTRALP

I.3.3.3 La maintenance

Les appareils sont visités systématiquement tous les quinze jours par les agents de l'équipe des mesures.

Cette équipe placée sous la responsabilité d'un ingénieur se compose de :

- 1 contrôleur : chargé de la gestion du parc de mesure et de l'équipe ;
- 1 technicien supérieur (électronique) chargé des questions techniques (réception, tests, veille technologique, maintenance) ;
- 1 chef d'équipe : chargé de l'équipe des ouvriers d'assainissement ;
- 4 ouvriers spécialisés : chargés des tâches de maintenance et d'installations techniques ;
- 5 ouvriers d'assainissement : chargés de l'entretien des appareils et de l'archivage des mesures graphiques.

Elle s'occupe du parc de mesures pluviométriques mais aussi d'un parc de mesures limnimétriques et débitmétriques représentant plus d'une centaine de sondes réparties sur l'ensemble du réseau d'assainissement.

A l' occasion d'une visite d'entretien, les ouvriers procèdent aux opérations suivantes :

- le nettoyage du cône récepteur, du filtre et du cône secondaire ;
- la vérification de l'horizontalité de la bague et du plateau supportant le mécanisme des augets (réglable sur les R01-3020 seulement) ;
- le relevé du seau (depuis 1989) ;
- le relevé de la mémoire électronique ;
- le relevé du graphique (sur les appareils qui en sont équipés : les PL2000) :

  cette opération comporte le relevé du graphique, avec enregistrement de la dérive horaire éventuelle, le réglage de l'horloge et du mécanisme, la vérification de l'état du stylet (niveau d'encre), le remplacement éventuel du rouleau de papier.

- la vérification du fonctionnement des augets grâce à une méthode normalisée du constructeur (Précis-Mécanique) :

  un volume de 1 litre s'écoulant à travers un orifice calibré au fond d'une éprouvette est versé dans le cône récepteur, simulant une précipitation de pluie dont la moyenne d'intensité est proche de l'intensité d'étalonnage (environ 60 mm/h) . En cas de dérive importante, c'est-à-dire supérieure à plus ou moins 10%, le matériel est envoyé en révision chez le constructeur.

- la mise à l'heure de l'horloge du système d'acquisition ; cette démarche est inutile depuis 1992 car les appareils sont désormais téléréglés chaque matin depuis le centre de gestion automatisée.

Chaque station fait l'objet d'un cahier de terrain dans lequel les opérations et observations de chaque visite sont consignées sur une fiche normalisée. Ces informations seront intégrés dans une banque de données des observations de terrain.

I.3.4 Le radar

Depuis 1989, le département de Seine-Saint-Denis dispose de manière opérationnelle et en temps réel, d'images radar calibrées couvrant toutes la surface du département. Il s'agit du radar RODIN de Trappes, géré par Météo-France, et dont les images sont traitées en temps réel par CALAMAR, un logiciel de calibration développé par la société RHEA.

Pour 1989 et 1990, ces images sont disponibles au format dit "MT750" sous la forme d'une grille carrée de 51X51 mailles de 800 m de coté et dont l'origine en coordonnées Lambert I (coin Nord-Ouest de la zone) sont : (X0 = 587.05 km ; Y0 = 1160.20 km). A partir de 1991, ces images sont fournies au format dit "CALAMAR" sous forme d'une grille carrée de 42X42 mailles de 1000 m de coté et dont l'origine est : (X0 = 586.35 km ; Y0 = 1160.90 km)

Pour les deux formats, elles sont calibrées de manière uniforme toutes les 5 minutes à l'aide des 23 pluviomètres du département. Le facteur de calibration est cependant estimé sur trois pas de temps consécutifs, soit 15 minutes, ce qui introduit un lissage sur les pas de temps inférieurs.

Pour le second format, les images subissent un traitement d'advection préalable à la calibration. Entre deux images acquises au pas de temps 5 minutes, des images intermédiaires sont construites en effectuant une translation linéaire des échos. L'advection est ainsi mieux prise en compte. Le facteur de calibration résulte donc de 3 images mesurées consécutives et d'images intermédiaires interpolées entre ces dernières.

Le caractère uniforme de la transformation, n'introduit aucune distorsion sur la forme des champs de pluie, telle qu'elle apparaît d'après les mesures de réflectivité. Cependant, la calibration effectuée à l'aide de 23 pluviomètres au pas de temps de 15 minutes, peut très bien appauvrir l'information disponible, si l'hétérogénéité du champs de pluie est importante à ce pas de temps.

CALAMAR est donc construit pour que les images radar et le réseau de pluviomètres fournissent en moyenne les mêmes cumuls de pluie. La comparaison des cumuls événement par événement entre les pluviomètres et les pixels radar juxtaposés, donne les mêmes résultats à moins de 4 % près ; cette légère différence tient au fait que l'image radar est mesurée en 16 niveaux, ce qui introduit des sauts dans l'échelle de mesure.

La mesure calibrée est donc non biaisée par rapport aux mesures du réseau de pluviomètres, si l'on considère un nombre important d'événements. Cependant, pour un événement donné, les écarts observés entre les cumuls aux pluviomètres et ceux sur les pixels juxtaposés peuvent être importants. En effet, la calibration étant uniforme et moyenne sur l'ensemble de la surface étudiée, il est naturel d'observer des fluctuations entre le résultat de la calibration et la mesure au sol car la relation réflectivité / intensité de pluie n'est pas uniforme dans la réalité : elle dépend de la distribution statistique des tailles de gouttes de pluie dans le volume échantillonné, laquelle varie suivant la nature du mécanisme générateur de pluie et de son cycle de vie.

Il résulte de cette calibration d'après les mesures en temps réel que toute erreur de mesure sur les pluviomètres est répercutée dans l'image radar.

I.4 Conclusion

Les phénomènes hydrologiques en milieu urbain sont rapides et doivent en conséquence être appréhendés à de petites échelles de temps, de l'ordre de quelques minutes. En corollaire, la variabilité spatiale des pluies s'accroît lorsque le pas de temps diminue et l'on doit donc approcher les pluies sur de petites échelles de surface, 1 poste/km2, selon les recommandations de l'O.M.M. .

Avant toute tentative de modélisation, l'observation des phénomènes que l'on souhaite analyser est primordiale. En hydrologie urbaine, compte-tenu de ce qui vient d'être dit, seuls les appareils à forte résolution temporelle conviennent : typiquement les pluviomètres, et plus particulièrement, les réseaux denses de pluviomètres. Depuis quelques années, des recherches appliquées visent à mettre au point des systèmes de mesure par radar spécifique pour l'hydrologie urbaine. Des applications sont opérationnelles et des progrès sont espérés à moyen terme.

Que ce soit à partir de pluviomètres ou de radar, les mesures de pluie sont assorties d'incertitudes importantes, erreurs dues à l'appareillage, aux conditions de mesure, au vent, au dépouillement et à l'interprétation. Ces erreurs peuvent parfois représenter plusieurs dizaines de pourcents en valeurs relatives sur les mesures.

Les travaux de modélisation des précipitations s'attachent à décrire un phénomène extrêmement variable (dans le temps et dans l'espace) et dont la mesure de surcroît est soumise à d'importantes incertitudes.

Le département de la Seine-Saint-Denis représente aujourd'hui un site de recherche exceptionnel en particulier dans le domaine de l'hydrologie urbaine. Il concerne de nombreux aspects que l'on étudie dans cette discipline et notamment la mesure des précipitations. Fin 1995, le réseau pluviométrique comporte 24 postes télétransmis. La banque de données pluviométrique élaborée sans discontinuité depuis 1976 contient près de 300 années-stations de mesures au pas de temps de 1 minute.

Un travail sur des données pluviométriques ne peut être envisagé sans qu'au préalable ces mesures aient été critiquées. Dans le cadre de cette thèse et dans cette optique, cette banque pluviométrique a été entièrement mise à jour et critiquée. La critique a porté sur une analyse champs par champs de l'ensemble des mesures au pas de temps journalier, avec vérification des relevés de terrain et des graphiques originaux chaque fois que cela s'est avéré nécessaire. Il en ressort un taux moyen de panne de l'ordre de 10%, en nette baisse ces dernières années. Malgré les contraintes d'emplacement imposées par le milieu urbain, les modifications de pouvoir de captation sur de longues périodes ne dépassent pas dans la majorité des cas ± 15%.

Ce travail de critique constitue un acquis pour le développement d'études futures et a représenté un investissement très important en préalable de tout ce qui suit dans cette thèse.

Les images radar sont exploitées dans le chapitre IV à des fins de comparaisons avec les résultats obtenus d'après les pluviomètres. Un travail équivalent concernant la critique des images radar enregistrées depuis 1989 pourrait autoriser d'ici quelques années, la poursuite des études pluviométriques sur la base d'une chronique longue de mesures radar.

Le chapitre suivant décrit les méthodes classiques d'analyse et de modélisation des pluies.

Chapitre II - Méthodes d'analyse des précipitations

Après un bref rappel relatif à l'organisation des champs de pluie (§ II.1), ce chapitre présente un aperçu de quelques méthodes que l'on emploie pour l'analyse des précipitations. Celles-ci ont été développées dans la plupart des cas d'après des mesures à des pas de temps supérieurs à 1 heure et pour un usage sur des bassins versants de tailles supérieures à quelques centaines de km^2. Pour cette première analyse des données de la Seine-Saint-Denis, nous nous sommes volontairement limités aux méthodes classiques d'analyse, à savoir, la description statistique de certaines grandeurs caractéristiques des précipitations, utilisées en assainissement.

Le dimensionnement des ouvrages d'assainissement fait appel aux débits de pointe, aux hydrogrammes, aux nombres de dépassements de certains seuils au cours d'une période donnée, etc. Ces grandeurs sont estimées à l'aide de modèles pluie-débit et de mesures ou de modèles de pluies. Selon les objectifs poursuivis, la description de la pluie peut comprendre celle de son intensité moyenne maximale (courbes IDF), celle de sa distribution dans le temps (hyétogrammes) ou celle de sa chronologie complète. Dans chaque cas, divers degrés de simplification peuvent être introduits. Ils concernent non seulement la description temporelle de la pluie, mais aussi sa description spatiale.

Parmi les éléments descriptifs des précipitations, les courbes Intensité-Durée-Fréquence (courbes IDF) occupent une place de choix comme outils de dimensionnement des canalisations. En reliant les intensités moyennes maximales d'événement pluvieux à leur durée et à leur période de retour, elles représentent un moyen commode d'approcher la dimension des ouvrages en fonction d'un risque de défaillance. Leurs méthodes d'élaboration font l'objet du § II.2, dans lequel on les envisage soit à partir d'une série de mesures ponctuelles (analyse sur un seul poste), soit à partir d'un réseau de pluviomètres enregistreurs (analyse régionale).

Les séries de mesures sur des surfaces, que l'on peut obtenir avec des réseaux denses de pluviomètres ou des radars sont beaucoup plus rares et ne concernent que des périodes très récentes. Elles permettent d'apprécier la variabilité spatiale de la pluie, d'effectuer des estimations de lames d'eau et d'étendre l'analyse des intensités moyennes maximales à des surfaces. Elles représentent un intérêt majeur pour le développement de modèles adaptés à l'étude des grands systèmes d'assainissement. Le § II.3 récapitule les méthodes d'estimation de lames d'eau et décrit les coefficients d'abattement, outils fréquemment employés pour relier mesures ponctuelles et lames d'eau.

Ces mêmes séries autorisent dans certains cas, l'analyse de l'évolution spatiale des structures de pluie, ce qui pourrait contribuer à affiner encore leur modélisation. Quelques méthodes sont décrites à cet effet au § II.4 .

Les pluies ou séries synthétiques rassemblent les connaissances que l'on a des précipitations, soit pour les représenter en tant que telles, soit dans le but d'effectuer des simulations de fonctionnement de systèmes hydrologiques. Le § II.5 leur est sommairement consacré.

II.1 Forme des champs de précipitation et hiérarchie des structures de pluie

Pendant longtemps, le seul moyen d'étudier les précipitations était l'observation météorologique au sol. Par la suite, l'apparition des radio-sondages, des radars météorologiques, puis des systèmes d'observation embarqués sur satellite ont permis d'obtenir des coupes verticales de l'atmosphère, puis des vues d'ensemble des zones de précipitation, en deux ou en trois dimensions. On rappelle brièvement dans les paragraphes qui suivent les différents mécanismes générateur de précipitations puis leur organisation spatiale.

II.1.1 Les différents types de précipitation

On distingue trois grands mécanismes non exclusifs générateurs de précipitations :

- les précipitations liées au passage d'une perturbation frontale :

schématiquement une telle perturbation se caractérise successivement par le passage d'un front chaud, puis d'un secteur chaud et enfin d'un front froid. Fronts chauds et fronts froids sont associés à des précipitations de natures différentes. Les premiers provoquent des pluies de faibles intensités mais de longues durées, tandis que les seconds peuvent être marqués localement par de très fortes intensités.

- les précipitations liées à une convection locale :

un réchauffement des basses couches de l'atmosphère les rend instables, ce qui provoque des phénomènes de convection localisés. Il s'agit de la principale cause de précipitation dans la zone intertropicale, zone où les vents sont faibles et où existe une forte radiation solaire, propice au réchauffement des basses couches de l'atmosphère dans la journée. Dans la zone tempérée, de telles précipitations surviennent principalement au cours des mois d'été.

- les précipitations orographiques :

la présence d'une barrière montagneuse faisant obstacle à la progression d'une masse d'air humide peut provoquer outre son ascension des phénomènes de convergence.

Ces trois mécanismes peuvent survenir ensemble et se compléter. En particulier les convections associées au passage d'un front froid seront d'autant plus puissantes que l'air dans lequel s'engouffre le front sera instable. On parle de situation mixte.

II.1.2 Les situations cycloniques extratropicales

En analysant les images radar d'une série de *situations cycloniques extratropicales* sur la région de la Nouvelle Angleterre, Austin et Houze, 1972, constatent que malgré leur diversité apparente, les systèmes de précipitation peuvent être décomposés en sous-systèmes d'envergures moindres mais présentant des comportements et des caractéristiques bien définies.

Quatre niveaux d'échelle spatio-temporelle distincts sont identifiés :

- l'échelle synoptique :	>10 000 km^2	plusieurs jours
- la grande méso-échelle :	1000-10 000 km^2	plusieurs heures
- la petite méso-échelle :	100-400 km^2	env.1 heure
- la cellule de pluie :	env.10 km^2	qques mn à 1/2 heure

Ces observations sont confirmées à la même époque en Angleterre (Harrold, 1973).

Chaque structure englobe une ou plusieurs structures d'échelles inférieures.

II.1.3 Les cellules de pluie

Les cellules orageuses peuvent se rencontrer soit au sein d'une petite structure de méso-échelle, soit directement au sein d'une grande structure de méso-échelle, regroupées alors en amas de tailles équivalentes à celle d'une petite structure de méso-échelle.

Diverses études plus particulières sur ces cellules confirment les observations satellitaires concernant leurs tailles. Misme, 1980, se référant à des résultats d'observation par radar et à des études de durées de pluies intenses (e.g. pluies dépassant 80 mm/h) associées à la vitesse des vents à 700 millibars (altitude de 3000 mètres environ) aboutit à des diamètres de cellule de 2 à 3 km. Cela correspond à des surfaces de 3 à 7 km^2 pour des seuils d'intensité de 30 à 130 mm/h. Ces résultats sont voisins en diverses régions du globe.

II.1.4 Conclusion

Les systèmes de précipitation sont de natures diverses, cependant compte-tenu des échelles de temps et d'espace qui caractérisent les études d'hydrologie urbaine, nous serons essentiellement concernés par le comportement des structures de petite méso-échelle et plus particulièrement par celui des cellules de pluie. Ces dernières sont en effet responsables des fortes intensités de pluie à l'origine des rejets urbains par temps de pluie et des inondations. De par leurs intensités, leurs faibles tailles et leurs dynamiques, elles structurent les observations de pluie qui nous intéressent. Elles apparaissent de façon organisée le long du front froid d'une perturbation cyclonique ou en lignes de grains mais aussi de manière isolée à l'intérieur d'une masse d'air chaud instable.

II.2 Les courbes Intensité-Durée-Fréquence ponctuelles

Les courbes IDF représentent un outil très employé de nos jours pour le dimensionnement d'ouvrages d'un réseau d'assainissement avec en particulier celui des canalisations. Elles interviennent aussi dans certains cas pour l'étude des bassins de rétention (méthode des pluies). On les utilise pour estimer le débit de pointe d'une conduite en référence à un risque de défaillance. Nous rappelons ci-après leurs méthodes de calcul, en les envisageant successivement d'après les mesures d'une série ponctuelle (analyse locale), puis d'après celles d'un réseau de postes (analyse régionale). Le phénomène de saisonnalité est évoqué en raison de son importance pour la construction de modèles et pour la gestion des eaux.

II.2.1 Méthodes de construction de courbes IDF locales

L'analyse des séries d'intensités moyennes maximales d'événement comporte plusieurs étapes que nous décrivons ci-après :

- la construction des échantillons pour l'analyse ;
- l'étude statistique des échantillons avec éventuellement l'ajustement d'une loi de distribution permettant l'estimation de la fréquence d'apparition des observations ;
- éventuellement, l'ajustement d'expressions mathématiques reliant pour une fréquence donnée, les observations à diverses échelles de temps (par exemple : loi de Montana, loi de Talbot).

II.2.1.1 Méthodes de construction des séries et de constitution des échantillons

Les mesures brutes de pluies sont disponibles sous forme d'enregistrements à pas de temps fixes de quelques minutes, et parfois sous forme d'enregistrements à pas de temps variables pendant lesquelles, l'intensité est supposée constante. Il s'agit d'en extraire pour divers pas de temps, des séries d'intensités moyennes maximales d'événement afin d'en effectuer un traitement statistique.

Le mode de construction de la série à un pas de temps Δt donné, de même que le mode de constitution de l'échantillon pour l'étude statistique influencent les résultats des estimations. En effet, une série peut être utilisée soit en totalité, soit partiellement, en général sous la forme d'une seule observation par événement indépendant. Une durée de séparation entre deux pluies au moins égale à la durée de vidange du système d'assainissement garantit l'indépendance des événements que l'on simule. Elle ne garantit pas nécessairement l'indépendance des mesures de pluie.

Pour un certain pas de temps, la construction d'une série peut être conçue soit à partir d'une origine fixe valable pour l'ensemble de la série, soit à partir d'une origine mobile, recalculée pour chaque événement de manière par exemple à maximiser la valeur maximale d'intensité.

On doit ensuite déterminer la variable que l'on va étudier ; comme le rappelle Hémain, 1986, il peut s'agir :

- des valeurs maximales annuelles, saisonnières, mensuelles, etc. ;
- des N valeurs maximales indépendantes ou de toutes les valeurs supérieures à un seuil donné : cette méthode, bien qu'ancienne n'a fait que plus récemment l'objet d'une description théorique (à partir des années 60) ;
- plus rarement : les r (r=2,3...) plus fortes valeurs de chaque année, saison, mois etc.

Enfin, l'échantillon constitué peut faire l'objet d'une étude statistique, aboutissant à sa modélisation par une loi statistique.

On examine ci-après quelques éléments de cette chaîne :

- origine fixe et série à origine mobile dans la définition des pas de temps ;
- série de maxima annuels et séries de valeurs supérieures à un seuil ;
- séries de maxima annuels et séries de r maxima annuels ;

Séries à origine fixe et séries à origine mobile

On dispose souvent en hydrologie de séries discrétisées à origine fixe comme par exemple les séries de pluies journalières du réseau d'observation de Météo-France. Les relevés pluviométriques sont également et dans bien des cas, fournis à pas de temps fixe, en général 5 ou 6 minutes. Dans les applications hydrologiques et notamment si l'on cherche à estimer un débit de pointe, il est préférable de se référer au maximum de la série pris sur une fenêtre glissante plutôt que sur une fenêtre à origine fixe. La valeur observée dans ce dernier cas est en effet inférieure ou égale à la précédente.

Soit δt le plus petit pas de temps pour lequel on dispose d'une série de mesures disponibles entre les instants to et tf, et soit Δt un pas de temps multiple de δt pour lequel on recherche la valeur maximale de la série. On peut construire $n=\Delta t/\delta t$ séries au pas de temps Δt à partir de la série initiale au pas de temps δt :

1 série à partir de to ;
1 série à partir de to+δt ;
1 série à partir de to+2δt ;
...
1 série à partir de to+(n-1).δt.

Chacune d'elle présente un maximum Imax(Δt) formant un ensemble majoré par Max(Imax(Δt)). Lorsque δt tend vers 0, Max(Imax(Δt)) tend vers la valeur réelle du maximum sur une durée Δt, soit le maximum de la série, pris sur une fenêtre glissante.

Le biais résultant d'une discrétisation à origine fixe est exprimé sous la forme d'un ratio, H, appelé coefficient de Hershfield, estimé soit à partir de considérations théoriques, soit par l'analyse conjointe des différentes séries à origine fixe que l'on peut obtenir sur un jeu de données réelles (van Montfort, 1990).

Weiss,1964, aboutit par une méthode théorique à l'expression suivante :

$$H = \frac{n}{n - 0.125} \qquad (3)$$

où n représente le rapport entre le pas de temps d'étude Δt et le pas de temps de mesure δt.

Pour l'estimation d'un maximum en 24 heures à partir de mesures à pas de temps fixe de 12 heures, on aura : n = 24 / 12 = 2, d'où : H = 2 / (2 - 0.125) = 1.07.

Van Monfort, 1990, obtient empiriquement le même résultat d'après un jeu de 58 ans de mesures en Nouvelle Zélande, de même que Masson, 1980, pour des pas de temps de 1 à 72 heures sur un jeu de mesures pluviométriques d'une durée de 50 ans.

A partir de mesures au pas de temps de 5 mn rassemblées par Bertilotti et Guillon, 1987, sur 42 événements en Seine-Saint-Denis, on obtient :

Tableau V : *Coefficients de Hershfield pour de faibles pas de temps*

A : valeur moyenne des 42 maximums glissants sur 1 mn ;
B : valeur moyenne des 42 espérances des n = Δt / δt maximums à origine fixe ;
H : coefficient de Hershfield = A/B.

pas de temps	A	B	H
5 mn	23,1	20,2	1,144
10 mn	17,4	16,5	1,055
15 mn	14,7	14,2	1,035

Ces résultats concordant avec les précédents, on peut considérer que la formule de Weiss et les coefficients de Hershfield habituellement cités sont valables pour de faibles pas de temps.

Ce ratio représente la valeur moyenne d'une variable aléatoire (le ratio observé pour chaque événement). On pourra donc observer selon les événements des valeurs pouvant être bien plus fortes : Bertilotti et Guillon, 1987 observent en effet sur leur échantillon des ratios atteignant 1.4 pour le pas de temps de 5 mn. On constate en fait d'après ces échantillons que le rapport Imax(glissant) / Imax(fixe) suit une loi uniforme de moyenne H, le coefficient de Hershfield, et d'écart-type variable suivant le rapport n = Δt / δt.

Sans en donner de statistiques, Azoulay, 1980, observe à l'aide du pluviomètre à pression, développé par le CNET, des intensités sur 10 secondes atteignant 100 mm/h et qui passeraient totalement inaperçues à des pas de temps de 1 mn ou de 6 mn.

Série de maxima annuels et série de valeurs supérieures à un seuil

Les hydrologues se sont traditionnellement intéressés aux événements exceptionnels et ont pour cela étudié des variables aléatoires représentatives de maxima périodiques, par exemple les maxima annuels de pluies journalières. Une telle variable est bien reliée à la notion de période de retour et est appréhendée comme un événement rare. Plus récemment, les besoins de gestion ont nécessité l'étude d'événements plus fréquents, produisant un effet donné, et dont on cherche à connaître le caractère répétitif. La variable adoptée devient un événement supérieur à un seuil au delà duquel se produisent les effets que l'on cherche à maîtriser. (CTGREF - Bureau de l'eau , 1979)

Si ces deux types de distribution tendent à se rapprocher pour des périodes de retour supérieures à 2 ans, elles varient significativement pour de faibles périodes de retour. Sous certaines hypothèses, Langbein, 1949, cité dans Cunnane, 1989, montre que :

$$T_{pss} = \frac{1}{1 - e^{-1/T_{max}}} \qquad (4)$$

avec T_{pss} et T_{max} , les périodes de retour estimées respectivement avec la série des valeurs supérieures à un seuil et la série des maxima annuels.

Cette expression empirique est valable lorsque la probabilité annuelle d'observer l'événement est faible devant le nombre moyen annuel (λ) de dépassements du seuil.

Si l'on admet une loi discrète pour le nombre de valeurs dépassant le seuil chaque année et une loi pour décrire la distribution des valeurs, on peut développer l'expression équivalente de la loi du maximum annuel : on parle de processus de renouvellement :

$$F_{max}(x) = Prob\ [X_{max} \leq x] = \sum_{m=1}^{\infty} Prob\ [M=m]\ .\ F_{pss}(x)^m \qquad (5)$$

avec Xmax, la variable aléatoire représentant le maximum annuel, M, la variable aléatoire représentant le nombre de dépassements du seuil au cours d'une année, Prob[ ], la probabilité d'observer la réalisation décrite entre crochets, F_{max} et F_{pss} les fréquences de non dépassement associées respectivement à la série des maxima annuels et à la série des valeurs supérieures à un seuil.

La loi la plus fréquemment rencontrée pour modéliser le nombre annuel de dépassements est la loi de Poisson ; on rencontre aussi la loi binomiale négative. Celles employées pour décrire la distribution des valeurs excédant le seuil sont des lois exponentielles simples ou généralisées (loi de Weibull, loi de Pareto), des lois Gamma ou des lois lognormales.

Dans le cas particulier du couple (loi de Poisson / loi exponentielle), la loi du maximum annuel est une loi de Gumbel. D'une manière plus générale, pour le couple (loi de Poisson / loi de Pareto), le processus du maximum annuel suit une loi de Jenkinson (loi des valeurs extrêmes généralisée) de même paramètre de forme que la loi de Pareto (van Monfort et Witter, 1986).

Avantages et inconvénients de la méthode du renouvellement :

La méthode des maxima annuels ne tient pas compte des processus existants et présente l'inconvénient de mélanger au sein d'un même échantillon, des observations faibles (les années sèches ou avec peu d'orages) avec des observations fortes et exceptionnelles. Ces observations peuvent provenir de mécanismes différents ce qui est susceptible d'introduire des hétérogénéités dans l'échantillon. En outre, certaines années riches en événements forts, des observations significatives en seconde position ou plus sont ignorées. Enfin, cette méthode ne permet pas d'estimer des quantiles de périodes de retour inférieures à la durée de l'épreuve (en général 1 an), sauf par extrapolation, jusqu'à 6 mois, en utilisant l'équation 4.

Les expressions théoriques ainsi que les observations montrent que les écarts sur les estimations de la période de retour peuvent être significatifs pour de faibles périodes de retour,

inférieures à deux ans. Au delà de cette période de deux ans, les écarts convergent rapidement vers une valeur de 0.5 ans. Ainsi, une période de retour de 10 ans trouvée à l'aide d'un échantillon d'observations maximales annuelles correspond à une période de retour de 10.51 ans avec un échantillon d'observations supérieures à un seuil.

L'étude comparée des variances d'estimation des quantiles permet d'évaluer le gain d'une méthode par rapport à l'autre (maxima annuel et renouvellement). Taesombut et Yevjevich, 1978, précisent à partir de ce type d'approche, que le gain n'est significatif (+ 10%) que pour T<=5 ans.

Les mesures successives d'une série d'observations supérieures à un seuil peuvent être autocorrélées. Rosbjerg, 1987, étudie théoriquement cette question à l'aide d'une loi de distribution bivariable à distribution marginale exponentielle. Il conclut que si l'apparition d'une dépendance ne fausse pas l'estimation des paramètres, elle peut introduire une augmentation significative des variances d'estimation même pour de faibles coefficients de corrélation. Ce phénomène devrait cependant être nettement moins marqué pour des séries de précipitations que pour des séries de débit. En effet, selon Bergaoui et Desbordes, 1986, les décalages en temps assurant la décorrélation du signal n'excèdent pas 2 à 3 heures pour des pas de temps inférieurs ou égaux à 1 heure.

Le seuil de troncature est choisi soit en fonction de contraintes opérationnelles de gestion, soit en fonction de la nature des observations de manière à garantir une certaine homogénéité et éventuellement leur indépendance. On peut aussi rechercher des conditions optimisant l'adéquation d'un certain couple de lois occurrence/excédent. Le couple (loi de Poisson / loi exponentielle) procure un modèle robuste avec seulement deux paramètres, dont les estimateurs sont des moyennes : le nombre annuel moyen de dépassements du seuil, la moyenne des observations supérieures au seuil.

Série des maxima annuels et série des r maxima annuels

De la même manière que pour la série des maxima annuels, on peut développer un modèle statistique représentant les r maxima annuels, à l'aide d'une loi conjointe de valeurs extrêmes : loi conjointe généralisée ou loi conjointe de Gumbel (Tawn, 1988).

Les r maxima doivent cependant être indépendants, ce qui implique quelques précautions dans la constitution des échantillons ; Tawn, 1988, propose dans le cas de valeurs extrêmes de marées, de filtrer la série des maxima bruts, afin d'écarter les valeurs trop proches les unes des autres (au sens de l'autocorrélation d'ordre 1). Lorsqu'une série de maxima est définie pour une année donnée, il sélectionne la valeur la plus forte, puis écarte les valeurs se trouvant trop "près" de ce maximum ; il sélectionne ensuite la seconde valeur la plus forte et ainsi de suite.

L' expression de la loi généralisée conjointe des valeurs extrêmes est :

$$f(x_1,x_2,\ldots,x_r\ ;\ \mu,\sigma,k) = \sigma^{-r}.\ \exp\left\{-\left(1-k.\frac{x_r-\mu}{\sigma}\right)^{1/k}+\left(\frac{1}{k}-1\right)\sum_{j=1}^{r} Ln\left(1-k.\frac{x_j-\mu}{\sigma}\right)\right\} \qquad (6)$$

avec : r, le nombre de maxima retenu par an, x1,x2,...,xr : les r maxima classés de l'année, μ, σ et k : les paramètres de position, d'échelle et de forme respectivement.

Les paramètres de cette loi peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Dans son cas d'étude, Tawn, 1988, considère que par rapport à l'approche consistant à ne retenir que le maximum annuel, celle retenant les 5 valeurs maximales permet de diviser par deux l'erreur quadratique moyenne des estimations de quantile. Ce modèle de valeurs extrêmes reste cependant rarement employé, et n'a été cité ici que pour mémoire. Il présente les mêmes inconvénients que la méthode des maxima annuels, à savoir un risque de mélange d'observations issues de processus différents.

II.2.1.2 L'estimation de la fréquence des observations

La construction de courbes IDF comporte nécessairement l'estimation de la fréquence de dépassement de différents niveaux d'intensité.

L'approche la plus simple consiste à effectuer ces estimations en affectant une valeur empirique de fréquence à chaque observation, après classement par valeurs croissantes (ou décroissantes). Celle-ci dépend de la taille de l'échantillon et du rang de chaque observation dans l'échantillon classé. Ces fréquences permettent de représenter graphiquement l'échantillon classé. sur un papier fonctionnel adapté et de procéder ensuite à des estimations par interpolation, voire extrapolation.

Aujourd'hui, cette étape dont on ne devrait pas s'affranchir sert essentiellement à la critique visuelle de l'échantillon et à un premier diagnostique préalable au choix d'une loi de distribution. Cette recherche se poursuit par le choix de la loi au regard de divers autres critères et par l'estimation de ses paramètres. Enfin, elle s'achève par l'estimation des quantiles et de leurs intervalles de confiance.

On décrit ci-après le cheminement conduisant à l'estimation de la fréquence des observations :

- 1ère étape : l'estimation des fréquences empiriques ;
- 2ème étape : le choix et l'ajustement des paramètres d'une loi de distribution ;
- 3ème étape : l'estimation des quantiles et de leurs intervalles de confiance.

1ère étape : l'estimation des fréquences empiriques

La première étape de l'ajustement d'une loi de distribution statistique consiste à classer l'échantillon par ordre des valeurs décroissantes puis à affecter à chacune des valeurs classées, une fréquence de non-dépassement empirique, ou fréquence observée, correspondant à la loi de distribution empirique de l'échantillon.

Ces estimations de fréquence sont effectuées à des fins de représentation graphique des échantillons sur du papier à échelle fonctionnelle, et éventuellement d'ajustement graphique ou par régression linéaire de lois de distribution. On peut ainsi exercer une critique visuelle de l'échantillon et se faire une première opinion sur le type de loi susceptible de le représenter.

L'exemple suivant illustre le problème du choix d'un estimateur de fréquence empirique. Considérons une variable aléatoire X suivant une loi de distribution quelconque, et analysons un grand nombre d'échantillons de 10 valeurs indépendantes, tirés d'après cette loi à raison d'une réalisation par an ; on constate que :

- dans 35% des échantillons, la valeur décennale vraie (celle que l'on calculerait d'après la loi de distribution mère) n'est pas dépassée ;
- dans 39% des cas également, elle n'est dépassée qu'une fois ;
- dans 26% des cas elle est dépassée plus d'une fois.

Une observation de rang r dans un échantillon de taille N est une variable aléatoire. L'exemple illustre en particulier que l'observation maximale d'un échantillon de 10 ans a 63 % de chance de posséder une période de retour supérieure ou égale à la valeur décennale de la population.

Plusieurs approches existent pour définir un estimateur de fréquence empirique.

En apparence, la période de retour T de la valeur de rang 1 est N / λ, avec λ le nombre moyen de valeurs par an. En réalité, cette valeur empirique de T, notée T_1^*, ne correspond pas nécessairement à la valeur réelle de T . Si l'on avait d'autres échantillons de N valeurs produits par le même processus, la valeur de rang 1 observée dans le premier, pourrait ne pas être dépassée dans certains échantillons, tandis qu'elle pourrait l'être plusieurs fois dans d'autres, en fonction des fluctuations d'échantillonnage (Kite, 1977).

En pratique et en toute rigueur, le choix d'une expression de fréquence empirique pour la valeur observée de rang r devrait être fondé sur la loi de distribution des valeurs de rang r d'un échantillon.

Cette population des valeurs de rang r suit une loi de distribution de type Beta II, fonction de la distribution de la population mère de l'échantillon (In-Na et col., 1989) :

$$g(X_r=x) = C_N^1 \cdot f(x) \cdot C_N^{r-1} \cdot F(x)^{r-1} \cdot [1-F(x)]^{n-r}$$

$$\Rightarrow g(X_r=x) = \frac{N!}{(r-1)! \cdot (N-m)!} \cdot F(x)^{r-1} \cdot [1-F(x)]^{n-r} \cdot f(x) \qquad (7)$$

avec X, la variable aléatoire représentant la population étudiée, f(x) et F(x), la fonction densité de probabilité et la fonction de répartition de la variable aléatoire X, r, le rang d'une réalisation dans l'échantillon classé, Xr, la variable aléatoire représentant la population des valeurs de rang r issues d'un grand nombre de tirages aléatoires de N valeurs dans la population étudiée, C_n^i, le nombre de combinaisons de i valeurs (i<=N) dans une population de N valeurs.

In-na et col., 1989, rappellent que la fréquence de l'espérance de la valeur observée de rang r, F[E(X_r)], fournit une estimation débiaisée du quantile recherché, tandis que celle basée sur l'espérance de la distribution des valeurs de fréquence E[F(X_r)] donne une estimation débiaisée de la fréquence associée à une valeur particulière de x_r. F[E(Xr)] et E[F(Xr)] ne sont égales que dans le cas d'une variable aléatoire X suivant une loi uniforme.

Dans le cas d'un ajustement de loi, c'est donc la première approche qui doit prévaloir, tandis que la seconde convient plutôt dans le cas de l'estimation d'un quantile à partir d'une loi ajustée de manière empirique.

Rosbjerg et col., 1992a récapitulent les meilleures formules débiaisées disponibles actuellement et fondées sur une estimation de la fréquence de l'espérance de la valeur de rang r d'un échantillon de N valeurs, F[E(Xr)] :

Tableau VI : Estimateurs de fréquence empirique fondés sur l'espérance de la valeur de rang r d'un échantillon tiré d'une loi donnée. (Rosbjerg et col., 1992)

Distribution	Estimateur de fréquence empirique	Auteur
Normale	(r - 3/8) / (N + 1/4)	Blom(1958)
Gumbel (EV1)	(r - 0.44) / (N + 0.12)	Gringorten(1963)
GEV(Jenkinson)	(N - r + 0.05τ + 0.65)/(N - 0.08τ + 0.38)	In-Na(1989)
Pearson III	(r - 0.42) / (N + 0.3τ + 0.05)	Nguyen(1989)
Exponentielle	$\exp\left(-\sum_{i=1}^{N+1-r} 1/(N+1-i)\right)$	Sukhame(1938)
Uniforme	r / (N+1)	Weibull(1939)

- τ représente le coefficient de dissymétrie ; les expressions relatives aux lois exponentielles et uniformes sont exactes, tandis que les autres sont approchées.

Ces mêmes auteurs militent cependant en faveur d'un estimateur fondé sur la médiane de la valeur de rang r , caractéristique indépendante de la distribution mère de l'échantillon, contrairement à la moyenne ou au mode. Dans la pratique en effet, cette distribution est inconnue a priori. Aucune formulation exacte n'étant disponible, ils proposent d'employer la formule de Bos-Levenbach, qui constitue d'après leur expérience une bonne approximation de cette valeur :

$$\hat{X}_r \approx (r - 0.3) / (N + 0.4) \qquad \textbf{(8)}$$

Nous retiendrons donc cette expression dans la suite de notre travail.

Ces expressions donnent une fréquence empirique à chaque observation, ce qui permet de visualiser l'échantillon classé sur un graphique de fréquences. Après transformation éventuelle, on représente sur différents types de papier (semi-log, log-log, Gumbel, Gauss) les observations en fonction de leurs fréquences empiriques. On retient le graphique offrant le meilleur alignement.

Appelons F(x), la fréquence cumulée d'une réalisation x d'une variable aléatoire X. Les réalisations d'une variable aléatoire X suivant une loi exponentielle tendent à former une droite si on les représente en fonction de Ln(1-F). Les réalisations d'une loi de Gumbel tendent à s'aligner si on les représente en fonction de -Ln(-Ln(F)). Les réalisations d'une loi de Weibull tendent à s'aligner si on représente leurs logarithmes en fonction de -Ln(-Ln(F)), etc.

La qualité de l'alignement, que l'on peut éventuellement qualifier à l'aide d'une régression linéaire, permet de critiquer l'échantillon (détection de valeurs aberrantes ou de réalisations horsains) et d'orienter le choix d'une loi. Si l'alignement est bon, sa pente et son ordonnée à l'origine sont reliés aux paramètres de la loi pour lequel le papier fonctionnel a été conçu.

2 ème étape : le choix d'une loi statistique et d'une méthode d'estimation de ses paramètres

La seconde étape revient à ajuster une loi statistique sur l'échantillon des observations.

De nombreuses lois sont disponibles pour cela et parfois, plusieurs d'entre elles peuvent représenter le comportement observé de l'échantillon. Elle sont de complexités différentes avec des paramètres dont le nombre est de l'ordre de 1 à 3, voire 4 ou 5. Le choix peut s'appuyer sur plusieurs critères que nous décrivons ci-après :

- la nature du phénomène observé et le mode d'échantillonnage retenu ;
- la comparaison des moments de l'échantillons avec ceux des lois que l'on évalue ;
- l'estimation des paramètres et les tests d'ajustement statistiques ;
- l'analyse bayesienne (pour mémoire).

1er critère : la nature du phénomène observé et le mode d'échantillonnage retenu :

Si la variable observée représente des valeurs extrêmes annuelles, on peut s'orienter vers des distributions théoriques de valeurs extrêmes par épreuve :

- la loi généralisée des valeurs extrêmes ou loi de Jenkinson (GEV) : la loi de Gumbel en est un cas particulier ;

- la TCEV : (Two Components Extrem Values Distribution) : cette loi à quatre paramètres représente la loi de distribution du maximum annuel d'un mélange de deux processus de renouvellement. L'un d'eux est à l'origine d'événements forts ordinaires, et l'autre à l'origine d'événements dits "horsains" (expression introduite par Masson, 1992 pour traduire outlier) ne pouvant être modélisés par la même loi que les précédents. Chacun des deux processus est décrit par une loi d'arrivée poissonnienne et une loi de distribution des pics exponentielle. Les paramètres du premier processus sont estimés poste par poste, tandis que ceux du second doivent être estimés régionalement, compte-tenu du faible nombre d'occurrences sur chaque station prise individuellement.

S'il s'agit d'un échantillon de valeurs supérieures à un seuil, on s'oriente vers des lois de types exponentiel simple ou généralisée (loi de Weibull, loi de Pareto), ou des lois lognormales.

2ème critère : l'analyse des moments de l'échantillon

Récemment se sont développées des techniques fondées sur l'analyse de certains moments de distribution que l'on peut calculer sur les échantillons et que l'on compare ensuite aux valeurs théoriques que l'on obtiendrait sur des populations de distributions connues.

Outre le coefficient de variation (Cv), on utilise fréquemment le couple (Cs,Ck) où Cs est le coefficient de dissymétrie et Ck le coefficient d'aplatissement de la distribution. Représenté sur un graphique cartésien avec $\beta 1=Cs^2$ en abscisse et $\beta 2=Ck$ en ordonnée, il existe pour chaque loi un domaine (point, ligne ou surface) des variations possibles du couple ($\beta 1$,$\beta 2$).

Hosking et Wallis, 1993, décrivent des moments particuliers appelés "moment-L", combinaisons linéaires des moments de probabilité pondérés :

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^{r} p^*_{r,k} \cdot \beta_k \qquad (9)$$

où :

$\beta_r = E\{ X \cdot F(X)^r \}$, moment de probabilité pondéré d'ordre r, défini par Greenwood et col. en 1979 (in Hosking et Wallis, 1993) ;

$p^*_{r,k} = (-1)^{r-k} \cdot C_r^k \cdot C_{r+k}^k$

A partir de là les ratios de moment-L sont définis par : $\tau_r = \lambda_r / \lambda_2$, $r = 3, 4,...$

$\tau 3$ et $\tau 4$ représentant respectivement une mesure de la dissymétrie et une mesure de l'aplatissement, on peut comme précédemment bâtir un graphique donnant pour chaque type de loi, le domaine autorisé des variations du couple ($\tau 1$,$\tau 2$).

Bobée et col., 1993, suggèrent à la suite de tests par simulation d' utiliser le couple de moments ($\delta 1$,$\delta 2$) défini par : $\delta 1 = \ln(M/G)$ et $\delta 2 = \ln(G/H)$, où M, G et H représentent respectivement la moyenne arithmétique, la moyenne géométrique et la moyenne harmonique de la distribution. Ces moments possèdent selon ces auteurs une variation d'échantillonnage plus faible que les précédents, $\beta 1$ et $\beta 2$, et leurs estimateurs sont moins biaisés. Ils estiment cependant qu'il convient par prudence de considérer ces différents ratios de moments de manière complémentaire, en attendant que soit démontrée avec plus de certitudes, la supériorité de l'un d'eux par rapport aux autres.

3ème critère : l'estimation des paramètres et les tests statistiques d'ajustement

Aucun support théorique ne permettant de déterminer quelles lois de distribution sous-tendent les mécanismes générateurs de pluie, on se rattache à des tests statistiques d'ajustement tels que :

- le test du χ^2 ;
- le test de Kolmogorov-Smirnov ;
- le test de Cramer von Mises ;
- le test d'Anderson-Darling ;
- le test de Watson...

Ces tests font appel à la comparaison entre les populations observées ou estimées de différentes classes d'observations, ou bien, à des comparaisons entre les fréquences empiriques et estimées de chaque observation. On doit au préalable pour les utiliser, estimer les paramètres de la distribution théorique que l'on souhaite tester.

Les techniques d'ajustements statistiques les plus courantes sont :

- la méthode des moments :

  Il existe dans certains cas une relation simple entre les moments de distribution d'une loi et ses paramètres ; on procède alors à l'évaluation empirique des moments sur l'échantillon disponible et on en déduit une estimation des paramètres de la loi. Les

moments employés sont classiquement la moyenne, l'écart-type et le coefficient de dissymétrie. Cette méthode procure des estimateurs non biaisés.

- la méthode du maximum de vraisemblance :

Cette méthode traduit l'idée que l'échantillon réalisé est celui qui avait le plus de chance de l'être ; en terme mathématique cela revient à écrire :

soit X1, X2,...,Xn l'échantillon des valeurs observées. Si sa loi de distribution est f (X, μ, σ, k), sa probabilité d'observation est :

$$P = [\, f(X1,\mu, \sigma, k) * f(X2, \mu, \sigma, k)*...*f(Xn, \mu, \sigma, k) \,] \, . \, dx$$

Les estimateurs des paramètres μ, σ et k de la loi sont les valeurs qui maximisent P, soit également ceux qui maximisent la fonction de vraisemblance L :

$$L = \sum_{i=1}^{n} Ln \, [\, f(x_i, \mu, \sigma, k) \,] \qquad \textbf{(10)}$$

Ces valeurs sont celles qui rendent égales à 0 les dérivées partielles de L par rapport à chacun des paramètres, ce qui permet d'écrire un système de 3 équations à 3 inconnues dont les solutions sont les valeurs recherchées. La résolution de ce système, simple dans certain cas peut s'avérer complexe dans d'autres et faire appel à des approximations.

Cette méthode procure asymptotiquement des estimateurs de variances minimales, mais parfois biaisés, ce qui la rend moins adaptée à l'étude d'échantillons de faibles tailles, quelques dizaines de réalisations, que l'on rencontre souvent en hydrologie.

On rencontre aussi la méthode du maximum d'entropie (on cherche à maximiser la fonction d'entropie).

- *la méthode des moments de probabilité pondérés :*

Cette méthode a été développée par Hosking, 1985, cité dans Lubes et Masson, 1991. De même que dans la méthode des moments, il existe dans certains cas une relation simple entre les paramètres d'une loi et ses moments de probabilité pondérés (voir définition plus haut) ; on procède alors à l'identification des paramètres en utilisant les estimations empiriques de ces moments sur l'échantillon.

Dans le cas de la loi de Jenkinson, bien que fournissant des estimateurs de qualités asymptotiques moins bonnes que la méthode du maximum de vraisemblance, elle se révèle avantageuse avec de petits échantillons (n<=100) (Lubes et Masson, 1991).

4ème critère : l'approche Bayesienne

Nous indiquons pour mémoire que lorsque plusieurs lois semblent convenir a priori, l'analyse bayesienne offre des outils permettant de les comparer.

Les démarches décrites ci-dessus présentent cependant des limites, notamment lorsque l'on se trouve devant des échantillons de faibles tailles.

Par exemple, Lettenmaier et col., 1987, montrent que sur des séries de faibles tailles, les estimations de quantiles d'une loi de valeurs extrêmes à 3 paramètres peuvent varier beaucoup plus que celles fournies par une loi à 2 paramètres, la loi de Gumbel dans leur cas d'étude. Cela du fait de la forte variation d'échantillonnage de l'estimateur du troisième paramètre sur de petits échantillons. Rosbjerg et col., 1992, parvient à des résultats similaires en ajustant des lois exponentielles sur de petits échantillons tirés dans des lois de Pareto.

Cette constatation permet donc de relativiser les résultats des tests statistiques et d'introduire d'autres arguments dans ce choix tels que :

- un comportement proche de celui des séries réelles ;
- une représentativité régionale de la loi (voir § II.2.2) ;
- une certaine robustesse, que l'on évalue par l'intermédiaire de simulations. Un estimateur est réputé robuste, s'il reste relativement bon même dans des conditions d'utilisation incertaines, telles qu'un respect imparfait des hypothèses ou un jeu de données entaché d'incertitudes.

3 ème étape : l'estimation des quantiles et de leurs intervalles de confiance

La loi de distribution retenue permet d'estimer pour diverses périodes de retour les valeurs de la variable que l'on étudie. Elle permet également l'estimation des intervalles de confiance de ces quantiles. On dispose alors d'un outil analytique commode pour la construction des courbes IDF.

II.2.1.3 Ajustement d'une expression mathématique Imax (Δt, T)

Une manière commode d'exploiter l'information IDF réside dans l'ajustement d'une expression reliant directement l'intensité maximale Imax(Δt) en fonction de la période de retour T ; ainsi peut-on obtenir sur une même courbe ou d'après une même expression simple les intensités décennales correspondant à diverses valeurs du pas de temps.

Etablies pour une gamme de pas de temps donnée, elles ne doivent pas être utilisées en extrapolation en dehors de cette fourchette.

Les courbes IDF sont employées sous cette forme dans les services techniques et les bureaux d'étude. Elles sont parfois intégrées à des modèles de ruissellement tel que celui de Caquot recommandé dans l'Instruction Technique de 1977. En employant le modèle de Montana (voir ci-après) en effet, l'estimation d'un débit de pointe par le modèle de Caquot peut être effectuée de manière explicite.

Démarche de construction :

Pour divers pas de temps on estime de manière empirique (estimateurs de fréquence empirique) ou par l'intermédiaire d'une loi statistique (description au § précédent) les intensités maximales moyennes correspondant à diverses périodes de retour T (1 an, 2 ans,...,10 ans, 20 ans...).

On cherche une expression mathématique permettant de relier entre elles, pour une période de retour donnée, les valeurs d'intensités moyennes maximales à divers pas de temps. Les paramètres (en général au nombre de 2 ou 3) découlent d'un ajustement de l'expression retenue sur l'ensemble de couples défini à l'étape précédente. On emploie à cet effet des méthodes d'ajustement graphique, des régressions linéaires ou des méthodes d'optimisation.

Si l'ajout de paramètres peut conduire sur l'échantillon disponible à réduire les écarts entre valeurs estimées et valeurs mesurées, on aboutit en revanche à des expressions moins robustes, dont l'évaluation des paramètres est beaucoup plus sensible à la qualité et la taille des échantillons que dans le cas d'expressions simples. On retient le plus souvent en conséquence des expressions à 2 paramètres.

Deux formes sont employées, découlant toute deux d'une même expression générale :

$$Imax(\Delta t,\ T) = a(T)\ .\ (\ b(T) + \Delta t\ )^{\,c\,(T)} \qquad \textbf{(11)}$$

- l'expression proposée par Talbot en 1904 (Grisollet, 1948) :

$$Imax(\Delta t,\ T) = \frac{a(T)}{(\ b(T) + \Delta t\ )^{\,n}} \qquad \textbf{(12)}$$

avec souvent n=1.

- l'expression de Montana :

$$Imax(\Delta t, T) = a(T)\ .\ \Delta t^{\,-\,b(T)} \qquad \textbf{(13)}$$

II.2.2 Méthodes de construction de courbes IDF régionales

Si l'on fait exception de Paris-Montsouris et de Montpellier-Bel-Air, les séries de mesures digitalisées disponibles en milieu urbain, sont en France assez courtes, en général de durées inférieures à 10 ou 20 ans. Cependant les observations d'intensités (de 6 minutes à 96 heures) supérieures à des seuils de périodes de retour de quelques mois concernent aujourd'hui des durées de l'ordre de 30 à 40 ans sur l'ensemble des stations synoptiques (Guiscafre, 1991).

Le développement de réseaux denses de pluviomètres à l'échelle de grandes agglomérations urbaines autorise une approche statistique des mesures dans un contexte régional, qui sous certaines conditions peut s'avérer fructueuse.

L'existence d'un ensemble régional de mesures peut enrichir l'information concernant leurs distributions ponctuelles ; en effet, sous réserve d'homogénéité locale des lois de distribution, on peut constituer un échantillon unique de taille plus importante et représentatif d'une région homogène. Le gain en qualité de l'ajustement reste toutefois lié d'une part à la validité de l'hypothèse d'homogénéité et d'autre part à la dépendance susceptible d'exister entre les différents points de mesure.

Une première partie récapitule les méthodes courantes d'ajustement régional, puis une seconde aborde leurs limites en insistant sur l'évaluation des intervalles de confiance en situation d'inter-dépendance entre les séries.

II.2.2.1 Les méthodes d'ajustement régionales

Buishand, 1991 classe les méthodes d'ajustement régionales en trois grandes catégories :

- la méthode des stations-années ;
- les méthodes fondées sur une moyenne régionale de statistiques ponctuelles ;
- les méthodes fondées sur la maximisation d'une fonction de vraisemblance conjointe.

Pour plus d'informations, on pourra consulter Cunnane, 1988, qui en détaille plusieurs autres.

La méthode des stations-années

Cette méthode, la plus ancienne, est fréquemment employée en hydrologie. Elle suppose l'homogénéité et l'indépendance des observations réalisées en différents postes.

Considérons m séries supposées indépendantes et homogènes, on peut cumuler les divers échantillons de taille N_i afin d'en obtenir un seul de taille $N=(N_1+N_2+..+N_m)$ représentatif de m tirages indépendants.

Bedel et Colin, 1980, ont appliqué cette méthode sur 21 postes indépendants situés au sein de la région pluviométrique I (voir figure ci-après).

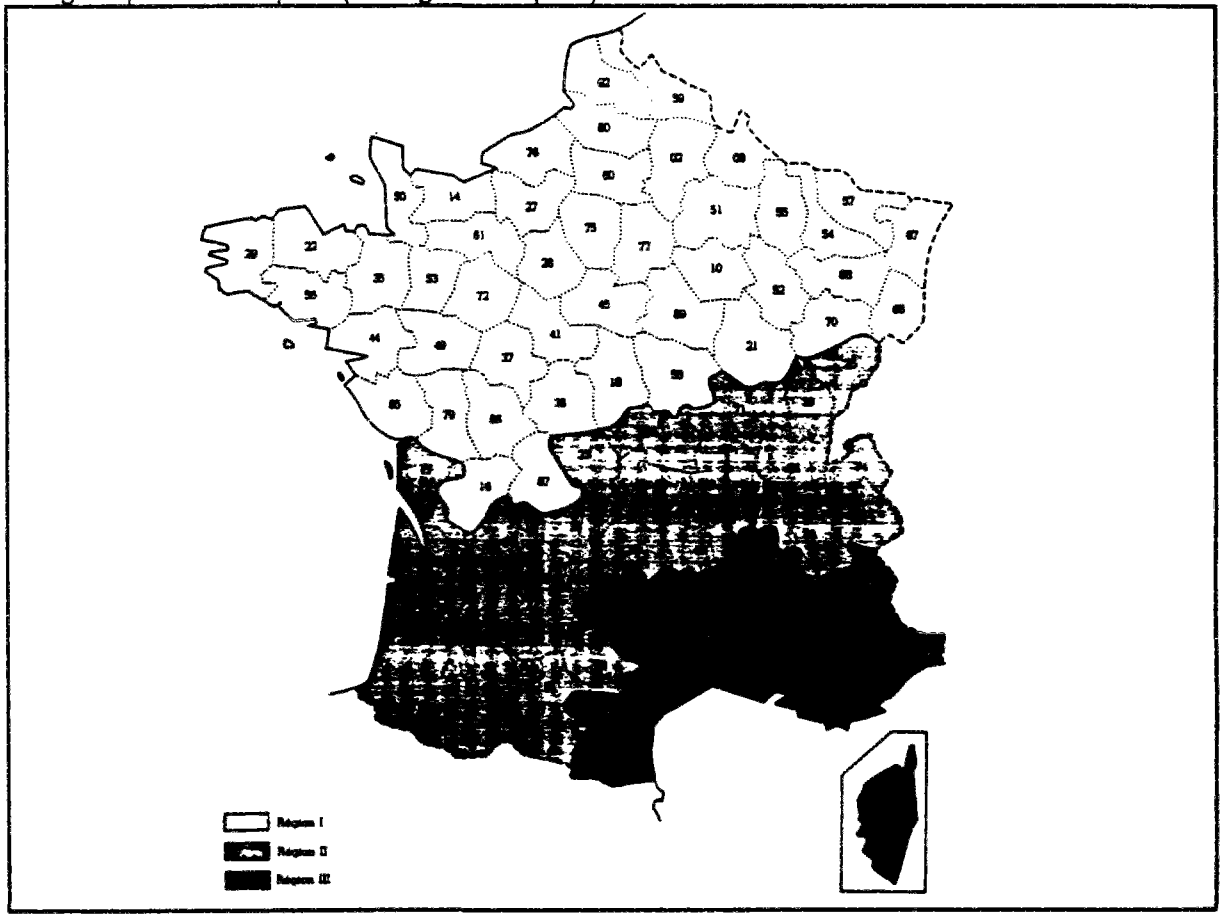


Figure 4 : Délimitation des régions de pluviométrie homogène (au sens des intensités maximales moyennes d'événement) (d'après Météo-France - Document extrait de L'Instruction Technique 1977).

Les méthodes fondées sur une moyenne régionale de statistiques ponctuelles

De même que la précédente, elles supposent des séries homogènes, mais contrairement à elle, sont applicables sur des ensembles de séries dépendantes. Selon Hosking et Wallis, 1988, une éventuelle dépendance n'introduit pas de biais dans les estimations que procurent ces méthodes mais peut par contre limiter les gains en matière d'intervalles de confiance (cf § II.2.2.3 ci-après).

Outre la méthode des moments que l'on peut employer simplement avec des lois à 1 ou 2 paramètres, citons ici la méthode des moments de probabilité pondérés, réputée pour ses bonnes qualités statistiques (cf § II.2.1.2) notamment dans le cas de loi de Jenkinson (Gabriele, et Arnell, 1991) ; on décrit un cas d'ajustement sur des séries supposées homogènes après standardisation par la moyenne :

- en premier lieu, les moments de probabilité pondérés sont estimés en chaque site puis standardisés par rapport à la moyenne :

$$\tilde{b}_{r,k} = b_{r,k} / b_{0,k} \qquad \textbf{(14)}$$

avec :

$b_{r,k}$: estimateur du moment de probabilité pondéré d'ordre r, β_r, au site k ;
$b_{0,r}$: moment de probabilité pondéré d'ordre 0 au site k : il s'agit plus simplement de la moyenne de l'échantillon du site k.

- en second lieu, des moments à valeur régionale sont estimés par la moyenne pondérée des moments locaux standardisés, en fonction de la longueur des différentes séries disponibles :

$$\tilde{b}_r = \sum_{k=1}^{M} N_k \cdot \tilde{b}_{r,k} / \sum_{k=1}^{M} N_k \qquad \textbf{(15)}$$

avec :

M, le nombre de sites dans la région homogène ;
N_k , la longueur des différentes séries ;
$b_{r,k} = b_{r,k}/b_{0,k}$: les moments au site k rapportés à la moyenne du site.

- enfin ces moments à valeur régionale sont employés pour estimer les paramètres de la loi régionale, à l'aide des relations qui les y relient.

On pourrait aussi effectuer une démarche semblable en exploitant les moments classiques des distributions (moyenne, écart-type, coefficient de dissymétrie).

On trouve aussi, citées dans Galéa et col., 1982 :

- paramètres de la loi régionale estimés par la moyenne des paramètres des lois locales (en supposant que les lois régionale et locales sont les mêmes) ;
- paramètres de la loi régionale estimés sur un échantillon fictif dont les valeurs de rang r représentent la moyenne des valeurs de rang r des échantillons locaux ;
- paramètres de la loi régionale estimés sur un échantillon fictif dont les valeurs ont pour fréquence, la moyenne des fréquences qu'auraient ces mêmes valeurs en chaque site.

La méthode du maximum de vraisemblance

La fonction de vraisemblance régionale à maximiser est prise ici comme la somme des fonctions de vraisemblance locales, certains paramètres prenant une valeur régionale et les autres une valeur locale.

Buishand, 1991, développe un exemple de calage d'une loi de Jenkinson par cette méthode ; le paramètre de forme θ est supposé commun à la région tandis que les paramètres de position et d'échelle, μ_k et σ_k respectivement, varient d'un poste à l'autre.

La fonction de vraisemblance conjointe à maximiser s'exprime alors :

$$L_{max} = \max_{\theta} L(\theta) = \max_{\theta} \sum_{k=1}^{M} \left\{ \max_{\mu_k,\sigma_k} \sum_{i=1}^{N_k} LnN\,[f(x_{ik}\ ;\ \mu_k\ ;\ \sigma_k\ ;\ \theta)] \right\} \qquad \textbf{(16)}$$

avec :

x_{ik} : valeur de rang i de l'échantillon du poste k ;
M : nombre de postes ;
N_k : taille de l'échantillon du poste k ;
f : loi de Jenkinson dans cette étude.

Comme dans le cas précédent, cette méthode ne devrait pas souffrir d'un biais supplémentaire en cas de dépendance, seuls les variances d'estimation pouvant augmenter.

L'auteur précise que d'un point de vue formel, le développement de cette méthode devrait s'appuyer sur une loi de probabilité multivariable, intégrant la structure d'autocorrélation interposte, mais difficile à mettre en oeuvre pour l'étude de valeurs extrêmes. Le gain en qualité des ajustements ne serait significatif que si les dépendances sont importantes, ce qui n'est pas le cas dans son étude (15 postes répartis sur le territoire de la Hollande) mais ce qui pourrait l'être en présence d'un réseau dense de pluviomètres.

II.2.2.2 Le problème de l'hétérogénéité des séries

L'emploi des différentes méthodes d'ajustement régional repose sur une hypothèse d'homogénéité des séries employées. Celle-ci s'entend soit sur les séries initiales, soit sur les séries rapportées à un paramètre de position près, par exemple leurs moyennes.

Une première question se rapporte à la vérification de l'hypothèse d'homogénéité : "peut-on considérer d'après les échantillons disponibles que les séries sont issues d'une même population mère ?". Pour y répondre, on procède le plus souvent a des comparaisons entre moments empiriques des échantillons ou à des tests de comparaison d'échantillon, dont nous donnons quelques exemples.

Une seconde question concerne le degré d'hétérogénéité acceptable pour effectuer une régionalisation sans perdre d'avantage par rapport aux ajustements locaux.

Vérification de l'homogénéité des séries

Les tests les plus simples reposent sur une comparaison entre échantillons supposés indépendants des moments d'ordre 1 ou 2 (moyenne et variance) :

- test de Student-Fischer sur les moyennes et variances de deux échantillons gaussiens :

> La normalité des échantillons peut être si nécessaire être obtenue à l'aide d'une transformation adaptée (logarithme, transformation de Box-Cox...). L'absence de normalité n'est pas gênante si les échantillons sont grands (plusieurs dizaines, en raison d'un comportement asymptotiquement normal des moyennes) ;

- test de comparaison des coefficients de variation (Wiltshire, 1986) :

> Si l'on suppose que des échantillons rapportés à leurs moyennes sont homogènes, alors leurs coefficients de variation (CV=écart-type/moyenne) doivent être sensiblement constants d'un poste à l'autre, aux erreurs d'échantillonnage près.

- comparaison conjointe de couples de moments : les diagrammes de moments (moments simples : coefficient de variation (Cv), coefficient de dissymétrie (Cs), coefficient d'aplatissement (Ck) ; moments-L équivalents aux précédents :

> Si les moments classiques Cv, Cs et Ck font l'objet d'une utilisation fréquente, des publications récentes (Hosking et Wallis, 1993, Vogel et Fennessey, 1993) suggèrent de plus en plus d'utiliser les moments-L (cf § I.2.1.2) dont les estimateurs sont réputés non biaisés et les variances d'échantillonnage plus faibles, en particulier pour des échantillons de faibles tailles.

- tests non paramétriques de comparaison de distributions : test de Mann-Whitney, test de Kolmogorov-Smirnov :

> Ces tests non-paramétriques, c'est-à-dire indépendants de la population mère, ne sont pas réputés très puissants et supposent l'indépendance des échantillons comparés.

- test d'homogénéité fondé sur le choix d'une loi régionale (Wiltshire, 1986) :

> Si un échantillon est tiré d'une loi de probabilité F connue, la distribution des valeurs de fréquence cumulée, calculée d'après F sur les valeurs de l'échantillon, devrait suivre aux erreurs d'échantillonnage près une loi uniforme. Si divers échantillons d'une région sont homogènes, l'ensemble des fréquences calculées d'après cette loi sur leurs valeurs devrait également suivre une loi uniforme. La moyenne des valeurs de fréquence calculées sur un échantillon devrait donc s'approcher de 0.5 (moyenne d'une loi uniforme), aux erreurs d'échantillonnage près.
>
> Wiltshire, 1986, construit donc le test suivant :
>
> - soit G_{ki} la fréquence de la valeur de rang i de l'échantillon k, calculée selon la loi régionale commune ;
>
> - soit $G'_{ki} = 2\,|G_{ki} - 0.5|$ une transformée de G_{ki}, destinée à intégrer une information supplémentaire de dispersion ;

- la statistique R, définie ci-après devrait suivre une loi du χ^2 à (M-1) degrés de liberté :

$$R = \sum_{k=1}^{M} \frac{(G'_k - G')^2}{u_k}$$

avec :

- M est le nombre de postes ;
- G', la moyenne régionale des G'_k calculée comme suit :

$$G' = \sum_{k=1}^{M} N_k . G'_k \; / \; \sum_{k=1}^{M} N_{kj} \quad ;$$

- u_k, la variance d'échantillonnage des G'_k dont l'expression est :

$$u_k = (1/12) \; / \; N_k \quad .$$

- N_k, la taille de l'échantillon du poste k.

L'ensemble de ces tests suppose que l'on travaille avec des séries indépendantes les unes des autres, ce qui n'est pas nécessairement le cas avec un réseau dense de pluviomètres ; il est probable en conséquence qu'ils ne soient pas adaptés à notre contexte.

On procédera donc de la manière suivante :

- on effectue l'hypothèse que les séries sont homogènes et on ajuste une loi sur l'échantillon comprenant l'ensemble des séries ;

- on calcule les intervalles de confiance des paramètres de cette loi ;

- on vérifie ensuite poste par poste que le calage effectué à partir de ces données seules, ne s'éloigne pas trop (à un seuil de confiance donné) des estimations régionales ;

- on retire les postes pour lesquels l'écart est trop grand et on recommence avec les postes restants ;

- on recommence ces opérations avec les postes exclus au premier tour, et ainsi de suite jusqu'à l'obtention d'une partition au sein de laquelle chaque groupe de postes est supposé homogène.

Effet de l'hétérogénéité des séries sur l'estimation régionale

Lettenmaier et col., 1987, ont testé cet effet sur l'estimation des paramètres de la loi généralisée des valeurs extrêmes à 2 ou 3 paramètres. Ils simulent des séries dont les moments d'ordre 2 (coefficient de variation) et 3 (coefficient de dissymétrie) varient dans une certaine plage d'un poste à l'autre. Ils évaluent ensuite les paramètres de la loi régionale à partir des échantillons et observent l'influence du degré d'hétérogénéité, ainsi introduit, sur l'estimation des quantiles poste par poste.

Ils montrent que les lois à deux paramètres, en l'occurrence ici la loi de Gumbel, sont assez robustes si leurs formes sont bien choisies mais que des biais importants sont à attendre le cas échéant.

En ce qui concerne la loi généralisée des valeurs extrêmes à 3 paramètres, ils constatent qu'elle procure des estimateurs de quantiles dont les variances sont semblables à celles des lois à 2 paramètres, mais dont les biais sont plus faibles. De plus, la méthode d'estimation fondée sur les moments de probabilité pondérés s'avère relativement insensible à de modestes fluctuations des coefficients de variation locaux

II.2.2.3 L'effet de la dépendance entre les séries

Selon Hosking et Wallis, 1988, l'existence d'une dépendance n'introduit pas de biais dans l'estimation des paramètres d'une loi régionale. Elle provoque cependant un accroissement de l'incertitude d'estimation des quantiles (en l'occurrence dans leur cas d'étude, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne), qu'ils évaluent par l'intermédiaire d'un grand nombre de simulations.

L'évaluation des intervalles de confiance en cas de corrélation interposte fait appel à la notion de *nombre équivalent de postes indépendants* (M') : celle-ci suppose qu'il existe un nombre M', compris entre 1 et M (le nombre de postes dans la région), tel que la variance d'échantillonnage obtenue par la méthode régionale soit la même que celle obtenue à partir de M' postes supposés indépendants.

Approche théorique de M'

Alexander, 1954, (in Hosking et Wallis, 1988) travaillant sur des séries homogènes de débits rapportés à un facteur de position donné, a estimé que la variance du débit moyen régional était la même que celle obtenue à partir de M' séries indépendantes, M', étant estimé comme suit :

$$M' = \frac{M}{1 + (M-1).\overline{R}} \qquad \textbf{(20)}$$

avec : M, le nombre de postes présents dans la région ; $\overline{R} = 2 \cdot \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^{M} \frac{r_{ij}}{M.(Mn-1)}$, la moyenne des coefficients de corrélation R_{ij} obtenus entre tous les couples de postes de la région.

Exemple : si l'on a M=23 postes dans une région homogène et que la moyenne des coefficients de corrélations obtenus sur chacun des 253 couples que l'on peut former d'après ces 23 postes est r = 0.35, alors le nombre équivalent M' de postes indépendants pour une estimation régionale de la moyenne serait : M' = 23 / (1 + 22 * 0.35) = 2.64

Stedinger, 1983 (in Hosking et Wallis,1988), montre cependant que dans un tel contexte, on cherche à estimer les variations régionales de moments d'ordres supérieurs à la moyenne et que ces variations sont moins affectées par la dépendance intersite que le moment d'ordre 1 (la moyenne).

Pour les moments d'ordres supérieurs à 1 ainsi que pour les quantiles, l'expression théorique de M' dépend de la distribution mère ; dans le cas de la loi normale, la variance d'estimation de la variance de la loi régionale Var(S^2), le nombre équivalent de postes indépendants M'_s est égal à :

$$M'_s = \frac{M}{1 + (M-1).\overline{R^2}} \qquad (21)$$

En ce qui concerne l'estimation régionale de quantile, l'expression théorique de M_Q' serait :

$$M'_Q = \frac{M}{1 + (M-1).\overline{R_{Q_{px}\,Q_{py}}}} \qquad (22)$$

avec :

Q_p , le quantile de probabilité de non-dépassement p au point x ;

$\overline{R_{Q_{px},Q_{py}}}$,la moyenne des coefficients de corrélation croisés des quantiles Qp entre les différents couples (x,y) de points de mesure.

Les quantiles sont souvent exprimés comme une fonction des moments d'ordre 1 et 2 de la loi de distribution :

$$Q_p = m + k_p \,.\, s \qquad (23)$$

avec : m et s, respectivement la moyenne et l'écart-type de la distribution et kp, un facteur de fréquence dont l'expression dépend de la loi de distribution ;

Pour une loi à 2 paramètres et sous hypothèse d'homogénéité régionale, Gottshalk, 1989, donne l'expression suivante, qui est une approximation de premier ordre du coefficient de corrélation croisée des quantiles observés entre deux séries :

$$R_{x_p,y_p} = \frac{Cov(m_x,m_y)+k_p^2.Cov(s_x,s_y)+2.k_p.Cov(m,s)}{Var(m)+k_p^2.Var(s)+2.kp.Cov(m,s)} \qquad (24)$$

avec :

mx = my = m : moyenne des réalisations ;
sx = sy = s : écart-type des réalisations ;
Cov, Var : respectivement la covariance et la variance ;
kp : facteur fréquence.

On trouve dans Gottschalk, 1989, les expressions de R x_p,y_p dérivées pour les lois normales, lognormales et gamma.

Il semble d'après cet auteur que malgré la dépendance envers la distribution mère, le M' relatif à l'estimation régionale de quantile varie peu d'une loi à l'autre. Il est supérieur au M' relatif à l'estimation régionale d'une moyenne, et ce d'autant plus que le coefficient de variation de la distribution est élevé.

Ces expressions tendent vers une valeur finie lorsque le nombre de postes M tend vers l'infini, ce qui montrent qu'au delà d'un certain seuil, l'ajout de points de mesures supplémentaires n'apporte plus beaucoup d'information.

Approche théorique par simulation

Un moyen d'étudier la variance de l'estimation d'un quantile par une méthode régionale consiste à effectuer des tirages dans une loi statistique multivariable. Celle-ci doit bien reproduire les distributions marginales de lois extrêmes tout en prenant correctement en compte la structure de corrélation croisée des champs de pluies, c'est-à-dire la corrélation existant entre les points pris deux à deux dans le champs de pluie.

Hosking et Wallis, 1988, effectuent une telle démarche en considérant que l'on peut se rapporter à l'aide d'une transformation adaptée à une variable multinormale. A partir de matrices de corrélation interposte traduisant des taux de dépendance variables, ils simulent un grand nombre de champs de pluie comportant des valeurs extrêmes à partir desquels ils étudient la qualité des estimations régionales de quantiles (biais, racine carrée de la somme des erreurs quadratiques).

Il en résulte que la variabilité d'échantillonnage des quantiles régionaux est plus faible que ne le laisseraient supposer les estimations de M', valables pour la moyenne ou l'écart-type. Ils considèrent donc que ces expressions majorent le M' relatif à une estimation de quantiles, ce qui concorde avec les résultats théoriques (avec approximation de premier ordre) donnés par Gottshalk, 1989.

Ces auteurs attirent cependant l'attention sur l'éventualité d'une dépendance qui peut être plus forte entre les valeurs extrêmes les plus fortes. En effet ces événements rares peuvent avoir une étendue spatiale bien plus importante que les événements courants et donc ne pas être correctement représentés par le coefficient de corrélation interposte calculé sur une plus large gamme de fréquences.

On pourrait aussi imaginer une telle démarche à l'aide de lois multivariables, dont les distributions marginales suivent une loi de valeur extrême. Quelques exemples à deux variables sont traités dans d'autres contextes en hydrologie (voir Rosbjerg, 1987) et illustrent la relative complexité de ces méthodes.

Des simulations de champs aléatoires comportant une structure de corrélation donnée peuvent aussi être menées à partir d'autres méthodes : la méthode des bandes tournantes (Delhomme, 1976) ou l'utilisation des fonctions orthogonales empiriques (Braud et Obled, 1991).

La question qui reste posée concerne l'adéquation de ces modèles à des champs de pluies fortes et surtout la possibilité de les ajuster et de les valider convenablement, sachant la faible taille des échantillons (nombre de champs de pluies disponible).

Approche empirique de M'

Lors d'une étude sur les coefficients d'épicentrage, Galéa et col., 1980, proposent une estimation de ce nombre équivalent de postes indépendants fondée sur un ajustement entre le nombre de postes et la surface du domaine d'étude.

Constatant que la distribution des N plus fortes valeurs observées au cours d'une période donnée sur un domaine de surface S dépend du nombre M de pluviomètres disponibles, ils ajustent une expression analytique la reliant à la distribution ponctuelle (sous hypothèse

d'homogénéité) de la forme :

$$\frac{F_A(X \geq x_p)}{F_P(X \geq x_p)} = 1 + (- 0.026 \, . \, LN\,[F_P(X \geq x_p)] + 0.03 + 0.32.e^{-0.05.\Delta t}) \, . \, LN\left(\frac{S+1}{(S/M)+1}\right) \quad (25)$$

avec :

Δt, pas de temps en heure ;
S, surface du domaine d'étude en km² ;
M, nombre de pluviomètres.

Dans cette expression, le dernier terme, (S+1)/((S/M)+1), est considéré par Leviandier, 1986, comme un nombre équivalent de postes indépendants. Ce terme tend vers 1 lorsque S tend vers 0, ce qui assure la convergence vers la distribution ponctuelle; il tend vers une valeur finie, (S+1), lorsque n tends vers l'infini. Sa forme résulte d'un ajustement (en fonction de la surface et du nombre de postes) du nombre de pluies dépassant un seuil sur cette surface. Le chiffre 1 apparaissant dans l'expression provient d'un calage sommaire effectué pour le seuil de pluie de période de retour 10 ans.

Cette expression ne tient pas compte de la géométrie du réseau, contrairement aux précédentes qui y font référence par l'intermédiaire du coefficient moyen de corrélation croisée.

Schaefer, 1990 propose une méthode d'estimation empirique de M' suivant les étapes ci-après :

- calcul de la probabilité de dépassement de la valeur maximale annuelle observée en chacun des postes, à l'aide des paramètres de forme et d'échelle régionaux et du paramètre de position local ; si deux ou plusieurs postes présentent un maximum issu du même orage ou du même système de précipitation, on ne conserve que le plus rare. On aboutit ainsi à un échantillon régional de données indépendantes de valeurs extrêmes que l'on classe par valeurs décroissantes ; on reporte ensuite les 30 plus fortes valeurs de l'échantillon sur un graphique représentant le rang des valeurs en fonction de la fréquence de non-dépassement ;

- on tire ensuite dans la loi régionale, des échantillons dont la taille N augmente de Nk, la taille moyenne des échantillons locaux au nombre de stations-années, puis on représente sur le même graphique que précédemment les 30 plus fortes valeurs de chaque échantillon ; le nombre Ne correspond à la taille de l'échantillon (rapporté à la taille moyenne des échantillons locaux) dont les 30 plus fortes valeurs se rapprochent le plus de celles de l'échantillon régional constitué lors de la première étape.

On recherche en quelque sorte le nombre d'années qu'il faudrait avoir en un point pour retrouver des événements rares de même importance que sur l'ensemble des postes de la région.

M' est plus considéré comme un indicateur de la représentativité de l'échantillon que comme un paramètre de calcul. Il n'intervient pas pour le calcul d'intervalles de confiance. Par exemple si M' vaut 50 et que l'ajustement régional fait appel à des échantillons locaux de taille Nk=30 ans en moyenne, la loi régionale ajustée est raisonnablement utilisable pour prévoir la pluie de période de retour :

$$T = a * M' * Nk = a * 50 * 30 = a * 1500 \text{ ans}$$

avec a, un facteur de confiance dans l'extrapolation ; pour estimer un quantile de période de retour T avec une certain intervalle de confiance, il faut étudier a*T années de mesures. a dépend de loi la distribution de la variable aléatoire et de la période de retour T du quantile.

Conclusion

L'effet de la dépendance n'introduit pas de biais dans les estimations, sous réserve qu'elle demeure limitée. Elle provoque par contre une augmentation des intervalles de confiances des paramètres que l'on estime, par rapport à ce qu'ils seraient en cas d'indépendance.

Ceux-ci sont estimés en effectuant l'hypothèse que la dépendance entre les observations ne dépend pas de leurs périodes de retour. Dans ces conditions, on procède soit en développant des expressions théoriques approchées faisant intervenir les termes de dépendances, soit par simulation en adoptant par hypothèse une loi de distribution multivariable.

Pratiquement, les résultats sont employés en estimant un nombre équivalent de postes indépendants M', compris entre 1 et M, le nombre total de postes, rendant compte de la diminution du contenu d'information de l'échantillon. On utilise alors les expressions d'intervalles de confiance en remplaçant M par M'.

Si l'on admet comme Kite, 1977, qu'un quantile se distribue asymptotiquement suivant une loi normale autour de sa valeur moyenne, son intervalle de confiance en cas d'estimation avec une loi régionale s'exprime par :

$$\hat{X}_T \pm \frac{s(X_T)}{\sqrt{M'}} \cdot U_{1-\alpha/2} \qquad \textbf{(26)}$$

avec :

X_T , la valeur estimée du quantile de période de retour T ans ;
$S(X_T)$, l'écart-type d'échantillonnage du quantile X_T avec la loi choisie et un échantillon de taille N, la taille moyenne des échantillons locaux ;
M', le nombre équivalent de postes indépendants ;
$U_{1-\alpha/2}$ le quantile de la loi normale centrée réduite correspondant au seuil de risque α.

II.2.3 Les courbes IDF et les saisons

Le caractère saisonnier des précipitations en zone tempérée est un phénomène reconnu et abondamment étudié ; les paragraphes qui suivent en donnent une illustration, indiquent quelques usages qui en sont faits pour la construction de courbes IDF et en discutent l'intérêt en hydrologie urbaine.

II.2.3.1 Les courbes IDF en fonction des saisons

Deux types de modèles sont rencontrés pour décrire les variations saisonnière :

- les modèles discrets :

ils consistent à découper l'année en périodes de plus courtes durées, en général en période de un mois, et de construire pour chacune d'elles, les échantillons d'intensités moyennes maximales par événement. On utilise alors les mêmes méthodes que celles décrites

précédemment au § II.2.1. On observe ensuite la variation des paramètres des courbes IDF obtenues pour chaque mois et on tente de regrouper les mois en groupes supposés homogènes, c'est-à-dire au sein desquels, on ne peut pas accepter l'hypothèse d'hétérogénéité à un seuil de confiance donné.

- les modèles continus :

on adopte des lois, dont certains paramètres sont des fonctions continues du temps, en général des développements en séries de Fourier ou des fonctions harmoniques, dont le cycle principal est annuel. Dans le cas d'un processus de renouvellement avec fréquence d'apparition poissonnienne et loi de dépassement exponentielle, le caractère cyclique du modèle peut porter soit sur le paramètre de la loi de Poisson, soit sur celui de la loi exponentielle, soit sur les deux.

North, 1980, développe un modèle de renouvellement (Poisson / exponentiel) dont les paramètres (celui de la loi de Poisson et celui de la loi exponentielle) ont des expressions de la forme :

$$\lambda(t) = \lambda \cdot \exp[\sum_{m=1}^{r} k_m.\sin(\omega_0 mt+\theta_m)] \qquad (27)$$

avec :

λ : l'amplitude du paramètre ;
r : le nombre de cycles nécessaire pour une précision donnée ;
ω_0 : la période principale : 365 j. ;
k_m et θ_m : des paramètres.

Ce modèle comporte 2(1+r+l) paramètres avec r et l, le nombre de cycles pour représenter respectivement le paramètre de la loi de Poisson et celui de la loi exponentielle.

Cet auteur préfère cette forme à un développement en séries de Fourier car elle nécessite moins de cycles, est toujours positive et simplifie l'estimation de la fonction de vraisemblance. Il développe à partir de là l'expression de la loi du maximum sur une période quelconque ainsi qu'une méthode d'estimation des paramètres fondée sur la maximisation de la fonction de vraisemblance. Ce type d'approche affranchit l'utilisateur d'avoir à fixer des limites entre les saisons, limites pouvant apparaître subjectives.

Revfeim, 1991, développe un modèle mixte : il procède à un découpage mensuel de l'année puis fait varier les paramètres de chaque mois selon une loi continue.

II.2.3.2 Retour sur les courbes IDF annuelles à partir des courbes saisonnières

Il est possible de retrouver les courbes IDF annuelles en combinant celles obtenues pour différentes saisons. L'idée qui sous-tend cette méthode est exprimée par Todorovic et Rousselle, 1971 ; elle résulte du fait qu'il est parfois difficile d'admettre l'hypothèse d'identicité des distributions au cours de l'année. Les événements naturels étudiés peuvent en effet résulter de mécanismes différents et donc être distribués selon des lois de répartition différentes. Si les mécanismes générateurs de crues ou de pluies varient nettement selon un processus saisonnier, on peut imaginer un processus au sein duquel certains paramètres sont fonctions des différentes saisons, puis réestimer à partir de là les maxima annuels.

Si l'on travaille sur les maxima par saison, la loi du maximum annuel sera recomposée comme suit :

$$F_{année}(I \le i) = \prod_{i=1}^{n} F_{saison\ i}(I \le i) \qquad \textbf{(28)}$$

Buishand et Demaré, 1990, indiquent que l'estimation de la loi des maxima annuels à partir de celles des maxima mensuels est intéressante pour les valeurs de faibles périodes de retour, mais qu'en ce qui concerne les grandes, une attention particulière est à réserver en raison de la sensibilité importante du modèle à des erreurs même faibles de spécification des lois mensuelles.

Si l'on travaille sur les valeurs supérieures à un seuil, avec processus d'arrivée poissonnien, Todorovic et Rousselle, 1971, montrent que l'expression de la loi annuelle est :

$$F_t(X) = \exp\left\{ \sum_{i=1}^{k-1} [\Lambda(T_i)-\Lambda(T_{i-1})][1-H_i(X)] - [\Lambda(t)-\Lambda(T_{k-1})][1-H_k(X)] \right\} \qquad \textbf{(29)}$$

avec :

- F_t (X) : loi de distribution du maximum au cours d'un intervalle de temps comportant k saisons ;
- Λ (t) : nombre moyen annuel de dépassements du seuil ;
- Λ (T_i) : nombre moyen annuel de dépassements au cours de la saison i ;
- H_i (X) : loi de distribution des dépassements au cours de la saison i.

Ils ont trouvé que sur des crues, cette approche était consistante et procurait des estimations de quantiles en accord avec les observations. Vukmirovic et Despotovic, 1991, utilisent ce même modèle avec succès sur les intensités de pluie de 5 mn à 2 heures observées à la station de Belgrade-Vracar (1925-1989).

En partant d'un modèle saisonnier continu, on peut de même par intégration, obtenir les expressions donnant les maxima annuels (North, 1980, Revfeim, 1991).

Les seuls travaux critiques que nous ayons trouvés sont dûs à Rasmussen et Rosbjerg, 1991. En développant des expressions approchées des erreurs d'estimation des modèles saisonniers et non-saisonniers, ils constatent que l'emploi d'un modèle saisonnier ne procure pas nécessairement de meilleurs résultats que celui du modèle non-saisonnier. En effet, la multiplication du nombre de paramètres par le nombre de saisons peut se traduit par une perte de précision pouvant être supérieure au gain que procure cette approche par rapport à l'approche non saisonnière.

Le choix d'un seuil élevé tend à réduire les variations saisonnières mais limite le nombre de réalisations employées lors du calage du modèle et donc tend à réduire la précision des estimations. Au contraire, le choix d'un seuil faible peut rendre nécessaire une approche saisonnière, dont la lourdeur peut compenser le gain que devrait fournir l'augmentation du nombre des réalisations.

II.2.3.3 Intérêts pour l'hydrologie urbaine

La construction de courbes IDF par saison, ne présente pas d'intérêt en matière de dimensionnement d'ouvrage car les intensités maximales annuelles majorent les intensités maximales de chacune des saisons prises séparément. On ne calcule pas un ouvrage pour protéger une ville au cours d'une saison particulière.

Cependant, de telles courbes sont utiles pour des besoins de gestion, notamment si l'on doit procéder à des déviations ou à des mises en chômage partiel d'ouvrage. En fonction de la saison, il sera possible d'évaluer les capacités nécessaires du circuit de déviation pour se prémunir contre une pluie de fréquence donnée et définir ainsi, la période la plus propice pour effectuer telle ou telle intervention sur le réseau.

Le curage ou la réfection d'ouvrages unitaires ou pluviaux sont ainsi le plus souvent réalisés en hiver en raison de la moindre importance des fortes intensités de pluie.

II.3 Modélisation spatiale de la pluie

Nous avons parlé jusqu'à présent des pluies mesurées ponctuellement. Cependant dès lors que l'on s'intéresse à des bassins versants d'une superficie supérieure à quelques km^2, il devient nécessaire d'appréhender la pluie non plus ponctuellement mais spatialement sur la surface de ce bassin. En effet, à cette échelle, et au cours d'un intervalle de temps donné, les hauteurs de pluie précipitées peuvent varier significativement d'un endroit à l'autre, et ce d'autant plus que l'intervalle de temps est faible.

Deux possibilités sont offertes à l'heure actuelle, en hydrologie urbaine, pour apprécier cette répartition spatiale (voir § I.2.2) :

- le réseau dense de pluviomètres ;
- le radar météorologique.

L'analyse spatiale de la pluie a pour but la description des relations existant entre les points d'une surface d'étude (relations linéaires, hétérogénéité, etc.). Elle débouche sur des techniques d'interpolation spatiale et d'estimation de lames d'eau moyennes sur des surfaces, puis à l'inférence de leurs lois de distribution. Outre la valeur moyenne des lames d'eau, elle permet de caractériser leur hétérogénéité spatiale.

La première partie de ce chapitre traite des méthodes employées pour l'interpolation spatiale et l'estimation des lames d'eau moyennes dans un champs de pluie. La seconde partie traite de l'estimation d'une lame d'eau à partir d'une mesure ponctuelle : les coefficients d'abattement. La troisième partie évoque le caractère discontinu des champs de pluie, l'intermittence, susceptible de concerner les champs de pluies aux petites échelle de temps.

II.3.1 Interpolation spatiale et estimation de lames d'eau

Suivant l'échelle de temps et la taille du domaine d'étude, le phénomène de pluie peut apparaître continu, sur la surface d'un bassin versant, ce qui justifie le développement de diverses techniques d'interpolation que nous décrivons ci-après.

Le problème de l'interpolation spatiale peut-être énoncé comme suit :

- soit un domaine D de surface S équipé d'un réseau dense de pluviomètres et éventuellement d'une couverture radar.

- entre deux instants td et tf,

peut-on estimer la hauteur de pluie tombée en un point quelconque du domaine, dépourvu d'appareil de mesure ?

peut-on estimer la lame d'eau moyenne tombée sur ce domaine ?

La réponse à la première question entraîne celle de la seconde par intégration des estimations ponctuelles sur la surface.

Krajewski et Creutin, 1992, résument la question ainsi : soit M pluviomètres Xi répartis aléatoirement, chacun d'eux intégrant pendant une durée Δt choisie, l'intensité de pluie i(Xi,t) pour fournir une mesure :

$$P(X_i) = \int_{\Delta T} i(X_i, t).dt \qquad \textbf{(30)}$$

A partir des mesures P(Xi), la grandeur P doit être estimée ponctuellement en un point X dépourvu d'appareil de mesure :

$$P^*(X) = f\,[\,P(X_1,),\ P(X_2),...,\ P(X_M)\,] \qquad \textbf{(31)}$$

ou bien estimée en moyenne sur un domaine D :

$$P^*(D) = [\int_D P(X).dx]^* = F\,[\,P(X_1),\ P(X_2),...,\ P(X_M)\,] \qquad \textbf{(32)}$$

Ces fonctions d'estimation sont dans la plupart des cas linéaires.

II.3.1.1 Méthodes classiques

Il s'agit de méthodes simples et déterministes, que l'on peut mettre en oeuvre manuellement ou à l'aide d'une calculette.

- la moyenne simple ou pondérée des mesures :

La hauteur d'eau ponctuelle est estimée à l'aide d'une moyenne pondérée des mesures avoisinantes (toutes les mesures disponibles à moins d'une distance d du point, les M mesures disponibles les plus proches ...) ; les poids affectés à chaque mesure sont souvent calculés en raison inverse d'une puissance de la distance au point d'estimation :

$$P(X)^* = \sum_{i=1}^{M} K(d_i)\ .\ P(X_i) \qquad \textbf{(33)}$$

avec :

P(X)*: hauteur estimée au point X ;
K : poids affecté à la mesure du point X_i ;
d_i : distance du point X_i au point X ;
$P(X_i)$: mesure au point i.
Ki = $1/d_i^{\,n}$;
n : puissance .

La même démarche peut être employée pour l'estimation de lames d'eau moyennes.

- *la méthode de Thiessen :*

Elle est analogue à la méthode de la moyenne pondérée ; les poids sont définis comme suit : on trace pour chaque couple de pluviomètres (Pi,Pj) la médiatrice Bi,j au segment joignant ces deux points voisins. Ces droites constituent des polygones, dits de Thiessen, entourant chacun un poste pour lequel ils délimitent une surface "d'influence" ; à partir de là les poids Ki sont estimés en rapportant la surface de la fraction du polygone située à l'intérieur du bassin à la surface totale S de ce dernier :

$$P(D)^* = \sum_{i=1}^{M} \frac{S_i}{S} \cdot P(X_i) \qquad \textbf{(34)}$$

- *la méthode des isohyètes :*

Disposant de mesures réparties sur le domaine D, on trace les courbes isohyètes, c'est-à-dire d'égales valeurs de hauteur, par une méthode d'interpolation entre les postes, puis on estime les surfaces Si, délimitées respectivement par les isohyètes H_i et H_{i+1} ; l'estimation de lame d'eau est alors donnée par :

$$P(D)^* = \sum_{i=1}^{M} \frac{S_i}{S} \cdot \frac{H_i + H_{i+1}}{2} \qquad \textbf{(35)}$$

avec : Hi, la hauteur de l'isohyète i, et M, le nombre d'isohyètes.

Outre l'hypothèse de continuité, on pose ici une hypothèse de linéarité du phénomène pluvieux sur le domaine d'étude.

Cette méthode peut être automatisée en constituant d'après le réseau d'appareils un maillage triangulaire. A partir de là, chaque maille définit un plan le long duquel on trace des droites isohyètes.

II.3.1.2 Méthodes d'ajustement de surface

Plus récemment, le développement des calculateurs a favorisé l'essor de méthodes numériques fondées sur l'emploi de fonctions continues H(X) dont la valeur varie en fonction des coordonnées géographiques X.

Outre les fonctions de type polynomial, on utilise souvent les fonctions "spline", d'un usage par ailleurs courant en dessin et en cartographie. Tourasse, 1981, montre que ces fonctions spline sont un cas particulier de la méthode du krigeage exposée au § II.3.1.3 ci-après.

II.3.1.3 Méthodes d'estimation optimales

Les méthodes d'estimation dites optimales sont apparues simultanément il y a plus de 25 ans dans des domaines d'application différents, l'industrie minière et la météorologie, et sous des appellations différentes : le krigeage développé par Matheron et l'interpolation optimale développée par Gandin (Krajewski et Creutin, 1992).

La description ci-après concerne l'estimation de la valeur de la variable en un point mais la démarche est tout à fait analogue lorsque l'on estime une lame d'eau sur une surface.

Dans leur essence, ces méthodes sont identiques et visent à satisfaire un critère statistique simple de minimisation de l'erreur quadratique moyenne (éq. 36), sous contrainte de non-biais (éq. 37) (Krajewski et Creutin, 1992) :

$$E\,[\,(P(X) - P^*(X))^2\,] \quad \textit{minimale} \qquad \textbf{(36)}$$

$$E\,|\,(P(X) - P^*(X))\,| = 0 \qquad \textbf{(37)}$$

avec :

- P(X), la mesure vraie ;
- P*(X), la mesure estimée ;
- X, les coordonnées géographiques du point d'estimation ;
- E[ ], l'espérance mathématique de la variable aléatoire décrite entre crochet.

L'estimateur est exprimé comme une combinaison linéaire des mesures au M postes disponibles :

$$P^*(X) = \sum_{i=1}^{M} \lambda_i * P(X_i) \qquad \textbf{(38)}$$

Les coefficients λ_i, sont calculés de manière à minimiser l'écart quadratique moyen sous contrainte de non biais.

Le développement de ce problème aboutit à la résolution d'une équation matricielle :

$$C \,.\, \Gamma = C_0 \qquad \textbf{(39)}$$

avec :

- C : matrice des variances-covariances entre pluviomètres ;
- Γ : vecteur des poids λ_i ;
- C_0 : vecteur des covariances entre les pluviomètres et le point d'estimation.

Pour la résoudre, il est nécessaire d'estimer les covariances du vecteur C_0, c'est-à-dire les covariances entre les pluviomètres et le point d'estimation. On a recours pour ce faire à la théorie des fonctions aléatoires.

Le cas le plus simple consiste à considérer la hauteur de pluie P(X) comme une fonction aléatoire stationnaire d'ordre 2, ce qui signifie que :

- la moyenne du processus est stationnaire :

$$E\,[\,P(X)\,] = m = Cste \qquad \textbf{(40)}$$

- la covariance du processus est homogène : elle est stationnaire et ne dépend que de la distance h séparant les deux points de X et Y :

$$Cov(h) = Cov(\,X,\, X+h\,) \qquad \textbf{(41)}$$

Cette condition suppose également que le phénomène soit isotrope.

Il devient alors possible d'estimer le vecteur C_0, dont les éléments ne sont plus fonctions que des distances h séparant le point d'estimation des pluviomètres. La fonction de covariance C(h) étant calée sur le jeu des mesures disponibles aux M postes. Un nombre suffisant de réalisations demeure cependant nécessaire pour estimer correctement les covariances entre postes.

Le principal inconvénient de cette approche provient de ce que l'estimation de la fonction de covariance spatiale ou du corrélogramme, s'appuie sur les données d'une chronique de mesures, pouvant comporter des événements de natures différentes (orages, précipitations stratiformes ...). Il existe ainsi un risque de mélange de populations, ce qui contrevient à l'hypothèse d'homogénéité. En outre, même si l'on sait se restreindre à des événements de même nature, on ne peut exclure qu'au cours d'un même évenement, voire à l'intérieur d'un même champ, les processus étudiés ne soient pas homogènes.

Une autre approche consiste à considérer le processus comme une variable aléatoire intrinsèque d'ordre 2. Dans ce cas, ce sont les accroissements que l'on suppose stationnaires d'ordre 2 :

- l'espérance des accroissements entre deux postes est nulle :

$$\forall\ (X,h) \in \mathbb{R}^2 \quad E\ [\ P(X) - P(X+h)\ ] = 0 \qquad \textbf{(42)}$$

- la variance des accroissements est homogène :

$$\forall\ (X,h) \in \mathbb{R}^2 \quad E\ [\ (P(X) - P(X+h))^2] = f(h) = 2 * \gamma(h) \qquad \textbf{(43)}$$

γ(h) est appelé le semi-variogramme de l'événement, et plus communément le variogramme de l'événement.

Elle permet de traiter des champs de moyennes m(X) non stationnaires et fonctions polynomiales des coordonnées géographiques :

$$m(X) = \sum_{i=1}^{n} a_i * X^i \qquad \textbf{(44)}$$

Elle permet de travailler à partir de réalisations uniques, ce qui resoud le problème du mélange d'événements de natures différentes, mais ne change rien au risque de non-stationnarité à l'intérieur d'un même champ.

La mise en oeuvre de cette méthode requière le choix d'un variogramme. D'un point de vue pratique, on procède :

- à la détermination d'un variogramme expérimental d'après les données de la réalisation étudiée ; pour cela on regroupe les M*(M-1)/2 couples de mesures en un nombre NC de classes d'interdistance, puis on affecte à chaque distance moyenne de classe dm, la valeur estimée :

$$\gamma^*(dm) = \frac{1}{2 * N_k} * \sum_{i=1}^{N_k} (P(X) - P(X+h))^2 \qquad \textbf{(45)}$$

avec :

- Nk, le nombre de couples présent dans la classe k.

On obtient ainsi NC valeurs de $\gamma^*(dm)$ correspondant chacune à l'une des NC valeurs de dm.

- à l'ajustement d'un variogramme théorique d'après le variogramme expérimental ; plusieurs formes sont adoptées suivant le comportement du variogramme expérimental, notamment vers l'infini. L'expression suivante, du variogramme sphérique, tend vers une limite finie a, lorsque h tend vers b, la portée du phénomène :

$$\begin{aligned} &si\ h \le b \quad \gamma(h) = a\ .\ [\ 1.5.\frac{|h|}{b} - 0.5.(\frac{|h|}{b})^3\ ] \\ &si\ h > b \quad \gamma(h) = a \end{aligned} \qquad \textbf{(46)}$$

avec :

- a, la variance du champ ;
- b, la portée, distance au delà de laquelle, la corrélation spatiale du processus entre deux points devient nulle ;
- h, la distance entre deux points.

La détermination empirique d'un variogramme est cependant, comme tout processus d'estimation, sujette à des incertitudes d'échantillonnage. On peut penser qu'elles sont importantes en raison de la nature de la variable aléatoire étudiée (écarts quadratiques moyens) et celle de l'échantillon (mesures autocorrélées d'un même champ).

La notion de variogramme climatologique

Les auteurs de cette approche font remarquer d'une part que le traitement géostatistique champ par champ n'utilise pas l'information globale contenue dans l'ensemble de la série des champs disponibles et d'autre part que le faible nombre de mesures disponibles au sein des champs n'autorise pas toujours de bonnes précisions dans les estimations.

Ils développent en conséquence une forme analytique du variogramme comportant deux termes :

$$\gamma(h,k) = \alpha(k)\ .\ \gamma^*(h,\beta) \qquad \textbf{(47)}$$

avec :

- h, la distance entre deux points ;
- k, l'indice d'un champ de l'échantillon ;
- $\alpha(k)$, un paramètre d'échelle, variant d'un champ à l'autre ;
- β, un paramètre de forme invariant.

Avec une telle structure, la non-stationnarité temporelle est concentrée dans le seul paramètre d'échelle $\alpha(k)$; $\gamma^*(h,\beta)$, appelé le variogramme climatologique réduit, peut alors être estimé à partir de l'ensemble des champs, chacun d'eux rapporté à $\alpha(k)$, qui représente en fait la variance d'estimation d'un estimateur linéaire s'appuyant sur des mesures de ce champ.

Cette approche séduisante repose sur l'hypothèse que la forme du variogramme, invariante, peut être considérée comme une caractéristique climatologique de la région d'étude. Lebel et col., 1987, estiment d'après les observations de Tourasse, 1981, que dans les Cévennes, les événements responsables de crues violentes se produisent essentiellement en automne, de surcroît lors de situations météorologiques semblables. Cette hypothèse leur semble donc raisonnable dans ce cas.

L'exploitation pratique de cette méthode suppose, outre l'hypothèse d'homogénéité du variogramme réduit entre les événements, que l'information disponible dans chaque champs permette d'estimer sa variance dans de bonnes conditions.

II.3.1.4 Comparaison de ces méthodes

Les champs de pluie, même à des pas de temps supérieurs à l'heure, ne répondent pas nécessairement aux hypothèses qui sous-tendent le développement des méthodes optimales : stationnarité, ergodicité. Il s'agit de vérifier si les gains que l'on espère d'une d'une description plus élaborée des phénomènes ne sont pas trop contrebalancés par le non-respect de certaines hypothèses du modèle (adéquation) et les incertitudes d'estimation de ses paramètres (description des corrélogrammes et des variogrammes).

La méthode du point fictif, décrite dans Tabios et Salas, 1985, permet de comparer les performances respectives de diverses méthodes d'interpolation :

- pour M stations de mesure, on constitue les M sous-échantillons de M-1 stations ;
- on construit pour chacun d'eux l'estimateur d'interpolation ;
- on reconstitue à l'aide de cet interpolateur, une série estimée à la station que l'on a retirée ;
- on évalue sa qualité à l'aide d'un critère d'écart entre la série réelle et la série reconstituée en ce point (qui n'a pas servi au calage de l'interpolateur).

Le critère d'écart peut être la somme des erreurs, la somme des erreurs quadratiques, le nombre de cas tels que l'erreur dépasse un certain seuil, ou tout autre grandeur suivant l'objectif poursuivi.

Au pas de temps annuel et pour un réseau de 1p./3000 km^2 environ, Tabios et Salas, 1985, comparent aux mesures réelles, des valeurs estimées par différentes techniques parmi lesquelles figurent la méthode de Thiessen, des moyennes pondérées en inverse de la distance et des méthodes optimales. Pour l'estimation des cumuls annuels, les méthodes optimales donnent des résultats un peu meilleurs que les autres. Pour l'estimation des moyennes annuelles, les différences ne sont pas significatives.

Creutin et col., 1980, ont établi un graphique comparatif de différentes méthodes, utilisées au pas de temps d'un épisode pluvieux (durée de 2 à 5 jours) et pour un réseau de 1p./200 km^2 environ. Ils représentent la distribution des coefficients de corrélation obtenus en effectuant pour 80 événements, pour lequel un poste dépassait 50 mm, une régression linéaire entre 26 couples de mesures réelles et reconstituées. Il en ressort que si les méthodes optimales fournissent globalement de meilleurs résultats que les autres, les gains

qu'elles procurent peuvent être relativisés. Dans 75% des cas en effet, le coefficient de corrélation est supérieur à 0.8 pour les méthodes "élaborées" et à 0.72 pour la méthode simple qu'est la moyenne arithmétique, le gain de variance expliquée restant inférieur à 25%.

Au pas de temps horaire et pour un réseau dont la densité varie de 1p./60 km^2 et 1p./250 km^2 environ, Lebel et col.,1987, montrent que :

- les séries de lames moyennes obtenues à l'aide d'une densité de postes de plus de 1p./100 km^2 respectivement par la méthode de Thiessen, par la fonction Spline et par le krigeage climatologique sont très proches les unes des autres avec des coefficients de corrélation de 0.99 entre les différentes séries ;

- en se référant aux lames d'eau obtenues par la méthode de Thiessen d'après le réseau de plus forte densité, les différentes méthodes sont comparées lorsque la densité de réseau décroît. Les lames d'eau résultant du krigeage avec variogramme climatologique sont meilleures que celles obtenues à l'aide de la méthode de Thiessen, en particulier lorsque la taille des bassins versants devient inférieure à celle "couverte" par un poste. En ce qui concerne les comparaisons de méthode, cette étude démontre surtout que pour l'estimation de lames d'eau, la méthode de Thiessen n'est pas très précise si le bassin versant n'est représenté que par un ou deux postes, pouvant de surcroît se trouver à l'extérieur de celui-ci.

Bergaoui et Desbordes, 1986, illustrent sur le bassin versant expérimental du MIN de Rungis la difficulté d'obtenir des variogrammes à de faibles pas de temps , avec un réseau de 9 pluviomètres sur un domaine de 330 hectares. Il est probable qu'à cette échelle, les variations spatiales soient du même ordre de grandeur que les erreurs de mesure ou de synchronisation, ce qui empêche d'observer de véritables comportements de variogramme.

Aucun résultat comparatif ne semble disponible à l'heure actuelle dans le domaine des faibles pas de temps et des densités de postes qui concernent les collectivités urbaines ou départementales équipés de réseaux denses de pluviomètres (0.5 à 2 postes pour 10 km^2). Cette thèse a pour objectif en particulier d'examiner les corrélogrammes spatiaux des champs de pluie aux petits pas de temps afin de préciser les capacités de ce type de réseau à les mesurer.

II.3.1.5 L'intermittence des champs de pluie

L'ensemble des méthodes évoquées précédemment ont été employées à l'origine dans un contexte d'hydrologie classique, pour lequel les pas de temps d'étude sont généralement supérieurs à une heure, voire plusieurs heures ou plusieurs jours. A ces pas de temps, le phénomène de pluie, bien que discontinu à un pas de temps et d'espace élémentaire, apparaît le plus souvent continu sur le domaine d'étude, du fait de son intégration dans le temps.

A de faibles pas de temps, cependant, les champs de pluie sont discontinus et doivent être étudiés comme tels. En hydrologie urbaine, sur des bassins versants dont la taille est de l'ordre de quelques dizaines de km^2, l'imagerie radar montre que les champs de pluies sont intermittents au pas de temps de 5 minutes. Il convient d'étudier ce phénomène pour diverses combinaisons de surface et de pas de temps afin d'évaluer son importance dans ce contexte particulier.

Barancourt et col., 1992, étudient les champs de pluie intermittents à l'aide de l'outils géostatistique : dans un premier temps, les zones de pluie sont décrites indépendamment des intensités qui y règnent grâce à une méthode de krigeage "binaire" , dit krigeage

indicateur ; au cours d'une seconde étape, la variabilité "en soi" des zones de pluie est étudiée à l'aide d'une méthode de krigeage classique.

Deux approches peuvent être envisagées en cas d'intermittence marquée :

- on traite indistinctement les mesures nulles (absence de pluie) et les mesures non nulles (présence de pluie) ; on considère une mesure nulle comme une réalisation du processus que l'on étudie ;

- on traite séparément les deux types de zone ; on modélise au préalable les zones de pluie (emplacement, forme, surface...), puis on caractérise la variation spatiale en soi des intensités à l'intérieur de ces zones.

II.3.1.6 Le coefficient d'abattement autour de l'épicentre

Ce coefficient d'abattement fait référence à la décroissance de la hauteur de pluie autour d'un point ou d'une zone appelée l'épicentre de l'orage. Il s'agit d'une première définition de nature déterministe ; une autre approche de nature cette fois probabiliste est présentée au § II.3.2.

Il peut être exprimé de deux manières :

- le rapport de deux mesures ponctuelles :

$$K(d,\Delta t) = P(d,\Delta t) / P_0(\Delta t) \qquad \textbf{(48)}$$

- le rapport d'une lame moyenne à une hauteur ponctuelle :

$$K(S,\Delta t) = P_m(S,\Delta t) / P_0(\Delta t) \qquad \textbf{(49)}$$

avec :
- d, la distance à l'épicentre ;
- P_0, la hauteur de pluie à l'épicentre ;
- P(d), la hauteur de pluie à une distance d de l'épicentre ;
- $P_m(S)$, la hauteur moyenne de pluie sur la surface S centrée sur l'épicentre ;
- Δt, le pas de temps.

Cette notion pour être employée implique que le champ de pluie ne présente qu'un seul épicentre et que l'on puisse le localiser. L'imagerie radar montre qu'une cellule de précipitation intense peut ne pas être captée par un réseau de 1 poste pour 10 km², densité fréquente pour les réseaux denses urbains.

De nombreuses expressions ont été proposées pour représenter la décroissance de la hauteur d'eau ou de l'intensité autour de l'épicentre.

Citons d'après Grisollet, 1948, la formule de Frühling : l'intensité des précipitations orageuses décroît en fonction de la distance d (exprimée en mètres) au centre de l'orage selon une loi parabolique de la forme :

$$K(d) = i(d) / i_0 = 1 - 0.009 * \sqrt{d} \qquad \textbf{(50)}$$

Sans que cela ne soit explicité, il semble qu'elle s'applique au cumul d'un orage.

D'après 240 cartes isohyètes de pluies orageuses Grisollet, 1948, constate que 54 % des cartes sont dépourvus d'organisation apparente. Parmi les situations organisées, il distingue celles qui paraissent ne provenir que d'un seul orage. Dans ce cas, la distance à laquelle la hauteur d'eau est réduite de moitié varie entre 1 et 5 km avec une valeur modale à 3 km. La distance à laquelle la pluie est nulle varie de 5 à 30 km avec une valeur modale à 20 km. En considérant toutes les cartes "organisées", les deux valeurs modales passent respectivement à 4 et 30 km. Il conclut que la formule de Frühling prévoit correctement la valeur la plus fréquente de la distance à laquelle la pluie est réduite de moitié, mais surestime l'abattement au delà.

Il propose en remplacement une formule représentant mieux ces observations, mais représentative seulement de l'abattement le long de la plus grande pente du relief pluviométrique :

$$K(d) = i(d) / i_0 = \frac{60 - 3.d}{60 + 14.d} \qquad \textbf{(51)}$$

avec :

- d exprimé en kilomètres.

Desbordes, 1984, indique que Bürkli a proposé dès le début du siècle un modèle d'abattement autour de l'épicentre, fonction de la surface S, exprimé en hectare, autour de cet épicentre :

$$K(S) = S^{-\varepsilon} \qquad \textbf{(52)}$$

La forme de ce modèle est reprise par de nombreux auteurs par la suite ayant cherché à déterminer la valeur du paramètre ε.

Desbordes, 1974, citant des valeurs s'échelonnant entre 0.004 et 0.25 et observant que la valeur de 0.1 semble surestimée, propose la valeur de 0.05 en attendant plus de résultats expérimentaux. Ce chiffre sera repris par l'Instruction Technique de 1977 relative à l'assainissement des agglomérations.

Dans des études plus récentes, Normand, cité dans Desbordes, 1984, et Bergaoui et Desbordes, 1986, observent que le coefficient d'abattement doit également être lié au pas de temps.

Les études menées sur le bassin versant expérimental de Rungis entre 1978 et 1981 ont apporté les observations suivantes :

- pour l'ensemble des événements dont la hauteur totale est supérieure à 1 mm et l'intensité maximale en 30 mn supérieure à 2 mm/h, Philippe, 1982, obtient un coefficient d'abattement

K égal à 0.792, ce qui revient à une valeur de 0.04 du paramètre ε. Cette valeur est cependant calculée pour des pas de temps supérieurs à 30 mn et une surface de 330 ha. Elle semble dans ce cas particulier indépendante de la période de retour des événements. Cet auteur travaille sur les rapports de la lame d'eau moyenne sur la hauteur d'eau maximale relevée sur l'un des postes.

- sur 58 événements captés sur le réseau de Rungis entre 1978 et 1981, et ayant engendré un taux de remplissage de la section aval du collecteur de sortie d'au moins 25%, Bergaoui obtient des valeurs de ε comprises entre 0.01 et 0.03 pour des pas de temps diminuant de 1 h à 15 mn et des surfaces s'échelonnant de 100 à 400 ha.

L'auteur précise que ces valeurs représentent les rapports entre la lame d'eau et la hauteur d'eau ponctuelle prise en l'un quelconque des postes du réseau, situation plus proche de la réalité car dans la plupart des cas, on ne dispose que d'un poste dont la position relative est quelconque par rapport à celle de l'épicentre de l'orage étudié.

Hammouda, 1995, met en oeuvre une méthode développée par Auchet, 1990, permettant d'interpoler localement la position d'un épicentre à partir des points de mesure et d'appliquer autour de celui-ci et dans un rayon de taille limitée (quelques kilomètres), une fonction de décroissance. La forme et les paramètres de cette fonction sont estimés au cas par cas d'après les observations. Cette méthode donne des résultats analogues à ceux du krigeage c'est-à-dire des estimations ponctuelles assorties de fortes incertitudes. Ces incertitudes sont plus faibles, mais toujours comparables pour l'estimation des lames d'eau. Elles ne sont cependant pas comparées avec celles que donnerait une méthode très simple telle que la moyenne arithmétique ou la méthode de Thiessen, ce qui ne permet pas d'évaluer leurs gains en matière d'explication du phénomène. La proximité des résultats entre les deux approches (krigeage et abattement) indique que ce n'est probablement pas la méthode qui est à l'origine des erreurs mais plutôt la faiblesse de l'échantillonnage du champ de pluie en regard de sa variabilité.

En conclusion, la notion de coefficient d'abattement autour de l'épicentre est mal cernée. Les résultats disponibles sont relatifs à des cas particuliers de pas de temps et de densités d'appareil, du reste pas toujours précisés. Les remarques de Grisollet, 1948, et les observations de Hammouda, 1995, montrent l'importante variabilité de ce type de coefficient, y compris à l'échelle du cumul d'un orage. Il existe donc un besoin de clarification de cette notion pour les applications d'hydrologie urbaine.

II.3.2 La distribution de fréquence des hauteurs d'eau tombées sur une surface (courbes Intensité-Durée-Fréquence-Surface)

Les courbes IDF ponctuelles décrites jusqu'à présent ne représentent qu'une approximation de l'information que l'on recherche. En effet, aux pas de temps qui nous concernent, l'hétérogénéité spatiale des précipitations ne permet pas nécessairement de considérer qu'une observation ponctuelle est représentative des précipitations sur l'ensemble d'un bassin versant.

En présence d'un réseau de pluviomètres ou d'images radar, ces distributions de lames d'eau moyennes deviennent accessibles d'un point de vue expérimental, ce qui permet d'évaluer par ailleurs certaines approches théoriques.

Le coefficient d'abattement probabiliste est intimement lié aux courbes IDF-Surfaces, en ce sens qu'il exprime le rapport entre des observations de fréquences égales dans la distribution

de lame d'eau et dans la distribution ponctuelle. Il est défini comme suit par Brunet-Moret et Roche, 1966 : "Etant donnée que la pluie ponctuelle en un point arbitraire de la surface S a une probabilité donnée, quelle est la pluie moyenne de même probabilité sur cette surface ?" (il s'agit de probabilité de non dépassement).

Son expression est :

$$\alpha(\Delta t, T, S) = P_S(\Delta t, T, S) \,/\, P_0(\Delta t, T) \qquad \textbf{(53)}$$

avec :

- P_0 : Hauteur de pluie ponctuelle de période de retour T ;
- P_S : Hauteur de pluie sur la surface S de même période de retour T ;
- Δt : pas de temps.

On décrit ci-après respectivement la méthode de construction empirique des courbes IDF-Surface, puis quelques méthodes théoriques, en associant à chaque fois le calcul des coefficients d'abattement probabilistes.

II.3.2.1 Construction empirique des courbes IDF-Surface

Si l'on dispose d'un réseau dense de mesures ou d'un radar sur une période suffisamment longue, pour divers pas de temps et diverses surfaces, on estime la lame d'eau moyenne précipitée au cours de chaque pas de temps. On extrait ensuite la lame d'eau maximale de chaque événement et on la traite de la même manière qu'une série de mesures ponctuelles selon la démarche décrite au § II.2.1.

Un exemple est fourni par Hémain et col., 1983. Les lames d'eau moyennes sont estimées au moyen d'une fonction spline appliquée entre les postes de mesures disponibles. Les lames d'eau moyennes sont estimées pour diverses valeurs de surfaces et de périodes de retour comprises respectivement entre 30 minutes et 4 heures, 2 ans et 10 ans.

Les courbes ainsi établies montrent que pour un pas de temps et une période de retour donnés, un palier existe jusqu'à des surfaces de 10 à 20 km^2, d'autant plus marqué que les pas de temps sont faibles. En deçà de ces surfaces, la décroissance est faible, traduisant probablement l'existence de cellules intenses. On observe ensuite une décroissance régulière de la lame d'eau jusqu'à des surfaces de l'ordre de 150 km^2, au delà desquelles cette décroissance devient négligeable.

Cependant, dans le cas de cette étude, seuls les événements ayant provoqués des désordres ont été retenus, ce qui limite les échantillons aux situations les plus pénalisantes c'est-à dire probablement des échantillons de pluies très hétérogènes.

Lorsque l'on dispose de la distribution des lames d'eau, le calcul des coefficients d'abattement probabilistes découle du rapport entre les estimations de lames d'eau et celles d'intensités ponctuelles de mêmes périodes de retour.

Niemczynowicz, 1982, donne ainsi des résultats établis d'après 12 pluviomètres sur 2500 hectares à Lund. Il obtient des estimations pour des pas de temps de 1 à 40 minutes et des périodes de retour de 1 mois à 3 ans. Il constate que le coefficient d'abattement décroît lorsque le pas de temps décroît et lorsque la période de retour augmente (entre 1 mois et 3 ans). Pour la période de retour 3 ans et le pas de temps 30 minutes, par exemple, les

coefficients varient de 0.84 pour 2500 hectares à 0.94 pour 420 hectares. En 10 minutes et dans les mêmes conditions, ce coefficient passe de 0.72 à 0.90.

II.3.2.2 Méthodes de construction théoriques

Ces méthodes font appel soit aux statistiques conjointes d'observations de pluies sur une surface (approche stochastique), soit à des considérations relatives à la taille et à la dynamique des structures de pluies (approche déterministe).

Approche stochastique

Les méthodes stochastiques font appel à la notion de loi conjointe de distribution des couples (P,Pm) de hauteurs ponctuelles et de hauteurs moyennes sur une surface.

Considérant cette loi conjointe,

la loi marginale de hauteur ponctuelle est : $F(P) = \int_0^P \int_0^\infty f(p,pm).dpm.dp$

et celle des lames d'eau est : $F(Pm) = \int_0^\infty \int_0^{Pm} f(p,pm).dpm.dp$

A partir d'un réseau de plusieurs pluviomètres disponibles pendant quelques années et d'un poste de longue durée, Brunet-Moret et Roche, 1966, détermine la distribution conjointe des couples (hauteur ponctuelle, lame d'eau) mais applique un correctif fondé sur les considérations suivantes : la loi conjointe étant établie d'après une série courte représente moins bien les quantiles de la distribution marginale de hauteur ponctuelle que la loi de distribution de cette même hauteur établie d'après le poste de longue durée. Il rapporte pour chaque classe de mesures le nombre d'observations de la série ponctuelle marginale courte à celui de la série longue, ce qui induit une correction de la distribution marginale de la lame d'eau.

Certains chercheurs ont tenté de relier de manière simple les deux distributions (pluies ponctuelles, pluies sur une surface).

Roche, 1963, travaillant sur des pluies journalières distribuées normalement fait intervenir la distribution conjointe des variables ponctuelles prises deux à deux puis par un procédé d'intégration aboutit à la distribution des lames d'eau.

Rodriguez-Iturbe et Mejia, 1974, pour un type d'événement donné, en admettant des hypothèses de stationnarité et d'isotropie du phénomène montrent que le rapport α entre les écart-types de ces distributions centrées a pour expression :

$$\alpha(S) = \left(\frac{1}{S^2} \iint_S r(u,u')\, du.du'\right)^{1/2} \qquad \textbf{(56)}$$

où le second terme représente la racine carrée de la moyenne des coefficients de corrélation que l'on peut calculer respectivement sur chacun des couples (x1,x2) que l'on peut constituer sur l'aire d'étude de surface S.

Ces auteurs ne font pas d'hypothèse quant à la nature des distributions de valeurs ponctuelles mais estiment que celles des lames d'eau, combinaison linéaire (dans la plupart des méthodes d'estimation) de mesures ponctuelles devraient tendre vers des lois normales. Aucune précision n'est donnée sur les conditions de cette convergence (pas de temps, taille du domaine d'étude...).

Si la distribution ponctuelle est normale, ce rapport α correspond au coefficient d'abattement probabiliste car dans ce cas, il relie entre eux des quantiles de même fréquence ; si cette distribution est dissymétrique, α relie des quantiles de fréquences différentes et ne représente donc pas directement le coefficient d'abattement.

Connaissant une expression analytique du coefficient de corrélation r en fonction de la distance entre deux points, on peut l'ajuster expérimentalement sur les couples de mesures disponibles, l'intégrer sur la surface d'étude S et obtenir $\alpha(S)$.

Ces auteurs ont employé ce modèle avec des pluies journalières regroupées par types de précipitation.

Laborde, 1986, puis Lebel et Laborde, 1988, procèdent selon une méthodologie analogue en faisant intervenir le variogramme. Ils s'intéressent cependant aux réalisations extrêmes des processus, ce qui change par rapport à l'approche précédente :

- si le processus est stationnaire :

les moyennes des deux distributions sont égales :

$$\mu_{SA} = \mu_Z \qquad (57)$$

les variances sont reliées par :

$$\sigma_S^2 = \sigma_Z^2 - \frac{1}{S^2} \iint_{SA} \gamma(u,u')\, du.du' \qquad (58)$$

- si le processus est non stationnaire :

la moyenne spatiale est estimée comme une combinaison linéaire des valeurs ponctuelles :

$$\hat{Z}_{SA} = \sum_{i=1}^{N} \lambda_i Z_i \qquad (59)$$

la variance de cet estimateur donne une approximation de la variance de la distribution des lames d'eau :

$$\hat{\sigma}_S^2 = Var\,(\hat{Z}_S) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \lambda\lambda_j Cov(Z_i,Z_j) \qquad (60)$$

ou encore :

$$\hat{\sigma}_S^2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \lambda_i . \lambda_j . \rho_{ij} . \sigma_i . \sigma_j \qquad (61)$$

Ces auteurs emploient ce modèle sur des séries de maxima mensuels de pluies horaires recueillies sur un réseau dense de pluviomètres des Cévennes.

Le coefficient d'abattement probabiliste découle d'une expression analytique dérivée de celles des deux distributions théoriques.

Si les observations de la série des maxima ponctuel et celles des maxima de lames d'eau sont concomitantes, la stationnarité et l'ergodicité du processus impliquent bien l'égalité des moyennes ponctuelle et surfacique, puis l'expression reliant leurs variances. Cette concomitance est peut-être approximativement vérifiée dans le cas de cette étude. Elle ne représente cependant pas une caractéristique a priori entre ces deux types de séries.

Approche déterministe

Une approche déterministe a été développée par Bengtsson et Niemczynowicz, 1986, sur de petits bassins versants urbains et faisant appel à la taille et à la dynamique des cellules de pluies intenses. Considérons une cellule de pluie de surface s, se déplaçant à vitesse constante et selon une trajectoire linéaire dans l'axe d'un bassin versant de taille S. On peut calculer pour un pas de temps donné, la moyenne des taux de couverture du bassin par la cellule entre le moment où elle atteint le bassin et le moment où elle le quitte. Si l'on admet que l'intensité à l'intérieur de la cellule est constante et qu'il ne pleut pas en dehors de celle-ci, ce taux représente une approximation du coefficient d'abattement pour l'événement étudié. Les auteurs de cette étude annoncent qu'ils retrouvent leurs observations empiriques de coefficient d'abattement probabiliste en appliquant comme paramètres la taille et la vitesse moyennes des cellules.

Ce modèle fait explicitement référence à l'intermittence (couverture partielle du bassin versant par la pluie) du champs de pluie. La distribution conjointe des observations sur une surface y est réduite aux aspects pluie/non pluie, tandis que la variabilité en soi des surfaces précipitantes est négligée.

II.4 La dynamique des précipitations

En cherchant à caractériser la dynamique des précipitations, on franchit une étape supplémentaire dans la description des phénomènes : on intègre désormais l'image du processus en un point, sa structure spatiale à un instant donné, et l'évolution de sa structure dans le temps.

On conçoit théoriquement et on constate expérimentalement que le sens et la vitesse de déplacement d'une structure pluvieuse sur un bassin versant sont des variables explicatives du ruissellement, au même titre que l'intensité moyenne de la pluie sur ce bassin.

II.4.1 Effet du déplacement de la pluie sur le ruissellement à l'exutoire d'un bassin versant

Niemczynowicz, 1987, rappelle les observations d'un certain nombre d'auteurs parlant d'un effet de renforcement ou de biais directionnel dû à ce mouvement : notamment, une cellule de pluie se déplaçant d'amont en aval dans la direction longitudinal d'un bassin versant peut provoquer un débit de pointe supérieur à celui qui résulterait d'un déplacement en sens inverse ou dans une direction perpendiculaire.

Un autre effet à étudier provient du cycle de vie d'une cellule de pluie ; une cellule connaît en effet une phase de développement suivie d'une phase de décroissance, et le rapport entre la durée de ce cycle et celui de son passage au dessus d'un bassin versant peut influencer le degré de précision à prendre en compte dans la modélisation. Si la durée de passage est faible par rapport à la durée de vie de la cellule, on pourra se limiter à déplacer un hyétogramme constant sur le bassin versant. Le cas échéant, il peut être nécessaire d'introduire cet effet dans les simulations.

Guillon, 1982, étudie de manière théorique l'effet du déplacement sur de petits bassins versants urbanisés de Montpellier : elle en déduit que le mouvement des averses produit des effets sur le ruissellement si les dimensions de la cellule pluvieuse sont inférieures à celles du bassin versant. Les variations dépendent de nombreux facteurs parmi lesquels figurent la forme du hyétogramme, le sens et la vitesse du déplacement, et peuvent atteindre dans certains cas 25% sur le débit de pointe.

Elle conclut que dans le cadre d'un dimensionnement de réseau de drainage de bassin urbain la non-prise en compte de cet effet n'induit pas de sous-dimensionnement mais qu'il pourrait en être tout autrement à l'échelle de réseaux de grandes étendues, tels que ceux de la petite couronne de l'agglomération parisienne.

Niemczynowicz, 1988, estime d'après des simulations sur un bassin versant de 20 km^2 que 3 postes pluviométriques accompagnés d'indications sur la vitesse et la direction de la pluie fournissent autant d'informations sur les débits que 12 postes non accompagnés de ces indications.

II.4.2 Méthodes d'estimation du déplacement des pluies sur un bassin versant

La forme, le sens et la vitesse de déplacement, et l'évolution des structures de pluie peuvent être estimés soit par suivi radar ou satellitaire, soit par l'analyse des mesures d'un réseau suffisamment dense de pluviomètres.

Les images radar permettent d'effectuer des comptages de structures, d'estimer leurs formes, leurs tailles, leurs évolutions dans le temps, leurs sens et leurs vitesses de déplacement. De telles observations ont été effectuées dès les années 70 par Austin et Houze, 1972, Hobbs, 1978, Hobbs et Locatelli, 1978.

Si une telle finesse d'observation n'est pas accessible avec les réseaux de pluviomètres, on peut tout de même obtenir des informations intéressantes quant au déplacement global des structures de pluies. Quelques conditions doivent cependant être respectées telles qu'une faible évolution de la structure suivie lors de son déplacement, un sens et une vitesse de déplacement stables, un champs de pluie limité à une seule structure significative. Ces hypothèses ne sont pas respectées, en particulier en présence d'orages locaux, dont le déplacement est faible.

Les méthodes rencontrées sont :

- *la méthode des isochrones :*

  On trace les isochrones, courbes le long desquelles, l'heure d'apparition de l'une des caractéristiques de l'orage : début de la pluie, heure de dépassement d'un seuil, heure du maximum d'intensité..., est constante. Le champ des lignes isochrones permet s'il est bien structuré de déterminer la direction et la vitesse de déplacement moyennes de l'orage (Diskin, 1987), (Niemczynowicz, 1987) ;

- *les méthodes de triangulation :*

  Méthodes semi-automatiques de calcul par triangulation, à partir des durées de décalage entre hyétogrammes de postes voisins pris deux à deux ;

- *la méthode des corrélations croisées :*

  Pour chaque paire de postes (i, j) constituée parmi M postes, on recherche le décalage en temps $\tau_{i,j}$, tel que le coefficient de corrélation $_{i,j}R$, entre les deux hyétogrammes décalés de $\tau_{i,j}$ soit maximal. On obtient ainsi un champ de M*(M-1)/2 vecteurs vitesses :

  $$\vec{V}_{i,j} = distance(i,j)/\tau_{i,j} * \vec{IJ}/\|\vec{IJ}\| \qquad \textbf{(62)}$$

  dont la moyenne donne une estimation de la vitesse et du déplacement de l'orage (Shearman, 1977), (Niemczynowicz, 1987) ;

- *la méthode des champs de corrélation décalés :*

  On représente sur un diagramme à trois dimensions, pour des valeurs de décalages croissants (de τ=0 à quelques minutes ou quelques dizaines de minutes suivant l'étendue de la zone d'étude), le champs des coefficients de corrélation en fonction

de la direction et de la distance entre deux postes. Après lissage, on localise pour chaque valeur de décalage en temps τ, le pic principal des plus fortes valeurs de R. Les positions consécutives de ce pic lorsque τ augmente donnent une estimation de la trajectoire et de la vitesse de l'orage. (Marshall, 1980).

Ces deux dernières techniques, plus lourdes à mettre en oeuvre, produisent de mauvais résultats lorsque plusieurs cellules sont présentes en même temps sur le domaine d'étude. Elles donnent des résultats semblables si l'on effectue au préalable une reconnaissance visuelle des différentes cellules en jeu.

Les vitesses et directions des cellules obtenues par ces méthodes sont assez bien corrélées avec les mesures de vent à 700 mb. A partir d'un échantillon de 158 orages mesurés sur le site de Lund en Suède, Niemczynovicz, 1987, obtient :

$$SV = 2.64 + 0.50.WV \quad (r=0.65)$$
$$SD = 17.30 + 0.96.WD \quad (r=0.93)$$

avec SV et WV, les vitesses en m/s de l'orage et du vent respectivement, SD et WD, les directions de l'orage et du vent respectivement, en degrés.

Ces vitesses se répartissent suivant une distribution log-normale entre 0 et 30 m/s avec une moyenne de 10,3 m/s et 80% des valeurs comprises entre 4,5 et 18 m/s.

II.4.3 Conclusions

Il est possible d'apprécier approximativement le sens et la vitesse de déplacement d'une cellule ou d'une structure de pluie à l'aide d'un réseau très dense de pluviomètres. Avant d'envisager la prise en compte de ce phénomène dans la modélisation des débits, il conviendrait d'analyser l'aptitude d'un réseau à procurer de telles informations, pour des densités de pluviomètres et des pas de temps courants.

II.5 Les pluies de projet

Outre les méthodes sommaires fondées sur l'utilisation des seules intensités moyennes maximales, les études hydrologiques s'appuient sur l'exploitation de hyétogrammes de pluies ou de séries chronologiques de pluies. On évalue la réponse d'un système d'assainissement à des pluies d'importances données et présentant des formes diverses. Si des mesures sont disponibles en qualité et en longueur suffisantes à proximité du bassin versant, elles peuvent être exploitées telles quelles.

Le cas échéant, le projeteur se tourne vers des modèles de pluie, pluies ou séries de projet, dont les caractéristiques sont étudiées en fonction de certains objectifs. Desbordes, 1984, qualifie les pluies de projet "d'événements synthétiques rassemblant les caractéristiques des observations pluviométriques et engendrant sur l'écoulement des conséquences auxquelles se rattache une certaine probabilité d'occurrence". La construction de ces modèles fait appel à toute connaissance disponible sur les précipitations. Elle les synthétise et les organise par rapport à l'usage que l'on souhaite en faire.

Pour répondre à des objectifs de lutte contre les inondations, un travail à l'échelle de l'événement est parfois suffisant. Pour des études relatives au dimensionnement des bassins de rétention et à la maîtrise des rejets urbains par temps de pluie, le modèle peut concerner la chronologie complète des intensités.

Outre leur simplicité de manipulation (elles peuvent être intégrées directement dans les outils de simulation), les pluies ou les séries de projet présentent l'avantage d'être exemptes de lacunes. Elles autorisent par ailleurs une certaine standardisation des méthodes de dimensionnement et de diagnostic et pourraient contribuer si l'on travaille dans ce sens à élargir la gamme des types de pluies que l'on teste lors de chaque projet.

Les premières pluies de projets ont été définies ponctuellement à l'échelle de l'événement, on en décrit quelques unes au § II.5.1. La dimension spatiale des précipitations est évoquée au § II.5.2. Pour finir quelques modèles de séries chronologiques soit ponctuelles soit spatialisées sont donnés au §II.5.3.

II.5.1 Exemples de pluies de projet ponctuelles

Les pluies de projet ponctuelles font abstraction de toute dimension spatiale des précipitations et se réfèrent à des séries de mesures ponctuelles. Elles sont employées à l'échelle de petits bassins versants sur lesquels la variation spatiale des pluies est supposée négligeable.

Desbordes, 1974, donne quelques exemples développés à cette époque :

- la pluie de Keiffer-Chu :

> Cette pluie est construite de telle manière que la période de retour T de l'intensité maximale observée pour une valeur quelconque de pas de temps dt <= DP (durée de la pluie) soit constante. Cette conception tend à surestimer le ruissellement de période de retour T, car les fréquences d'apparition des intensités maximales à divers pas de temps ne sont en général pas les mêmes (voir la pluie de Normand ci-après).

- les pluies adimensionnelles de Huff :

Huff définit à Chicago, 4 types de forme adimensionnelle d'averse : (HC/HP) = f (TC/DP)

avec : HC et HP, respectivement la hauteur cumulée depuis le début de la pluie et hauteur totale de la pluie, TC et DP, respectivement le temps cumulé depuis le début de la pluie et durée de la pluie.

Pour chacune de ces formes, il trace un faisceau de courbes représentant les probabilités de non-dépassement de HC/HP en fonction de TC/DP. Ses pluies de projets sont représentées pour chaque type de pluie par la courbe symbolisant la médiane des valeurs de HC/HP avec TC/DP donné.

- la pluie de Normand :

Normand, cité dans Desbordes, 1974, estime par régression linéaire après transformation logarithmique, les intensités maximales sur des durées Δt2, sachant l'intensité maximale sur une durée Δt1, inférieure à Δt2. En imposant une valeur de période de retour donnée à l'intensité maximale sur Δt1, il en déduit l'intensité maximale en Δt2 et donc sa période de retour. Ses résultats sont synthétisés pour la pluie décennale en Δt1 sur les courbes ci-après :

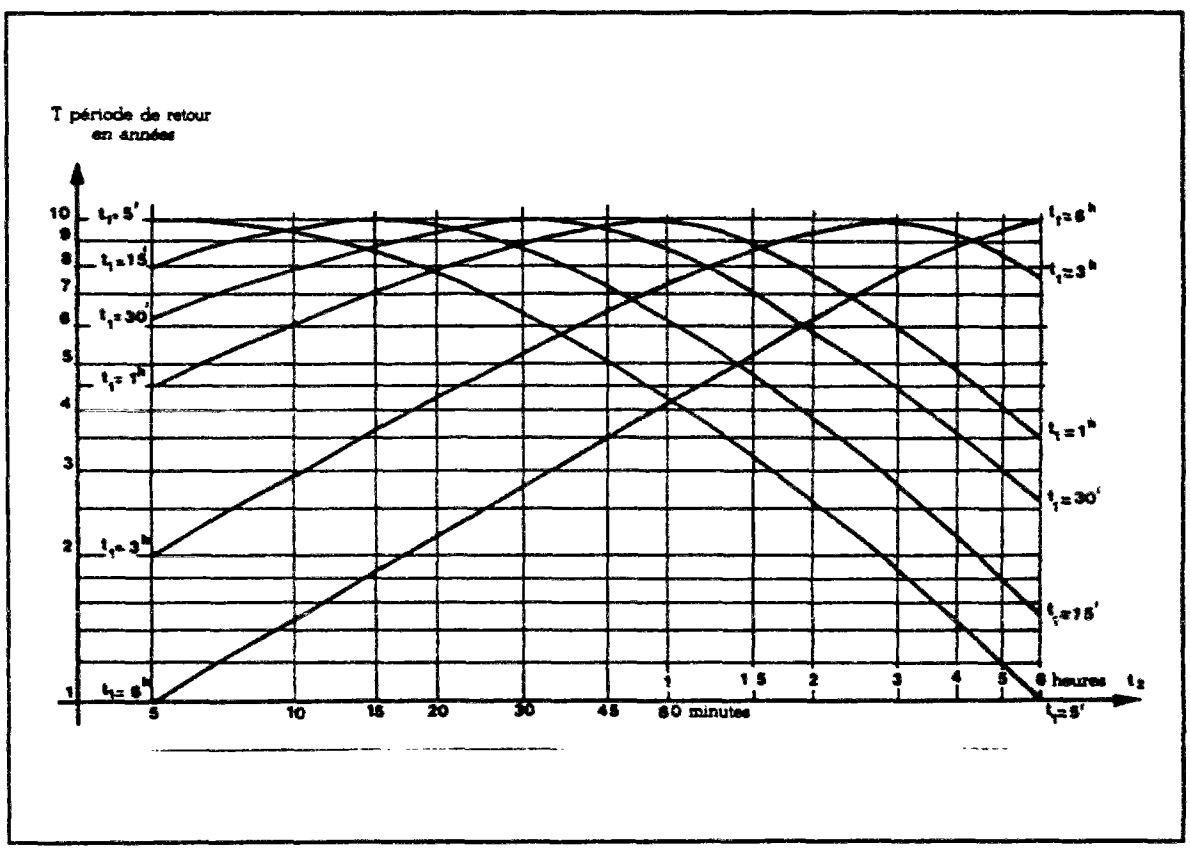


Figure 5 : Les courbes de Normand

- *la pluie double-triangle de Desbordes :*

Observant que la transformation pluie-débit effectuée sur les bassins versants filtre (au sens de l'analyse des systèmes) une partie du signal d'entrée (la pluie) il propose une nouvelle pluie de projet dont les caractéristiques sont déterminantes sur le signal de sortie (le débit). La recherche de ces caractéristiques est réalisée à l'aide d'une étude de sensibilité d'un modèle de fonction de transfert, le modèle à réservoir linéaire. Le choix de ce modèle résultant d'une adéquation jugée satisfaisante pour de petits bassins versants urbains en Europe et en Amérique du Nord. (Desbordes et Raous, 1980)

Ce concept de pluie de projet, contrairement aux précédents, fait intervenir la finalité de la construction d'une telle pluie, à savoir, le dimensionnement de réseaux d'assainissement.

Les caractéristiques influentes trouvées sont :

- une durée maximale de 4 h : (durée majorant la plupart des temps de concentration des grands bassins versants urbains) ;
- une période intense de durée tm comprise entre 15 mn et 1 heure au cours de laquelle tombe une hauteur d'eau de HM(tm) ;
- une position θm de cette période intense au sein de la durée totale ;
- une forme simple de type double triangle ;
- une discrétisation à un pas de temps inférieur ou égal à 5 mn.

En pratique, pour une pluie de projet de type décennal, on prend une hauteur de pluie intense HM(tm) de période de retour décennale pour une durée tm proche du temps de concentration, puis on tire le complément (H(4 heures)-HM(tm)) dans une loi ajustée d'après des pluies réelles.

Ces caractéristiques ont en France été étudiées sur les série de Montpellier-Bel-Air (1921-1971) (Desbordes et Raous, 1980) et de Paris-Montsouris (1949-1978) (Desbordes et col., 1981).

La hauteur de pluie intense et son complément ont été trouvés stochastiquement indépendants sur les postes de Montpellier-Bel-Air et de Paris-Montsouris. Tous deux s'ajustent bien à des loi exponentielles ou log-normales tronquées.

La position de la période intense suit une loi uniforme à Montpellier-Bel-Air et une loi uniforme tronquée à Paris-Montsouris.

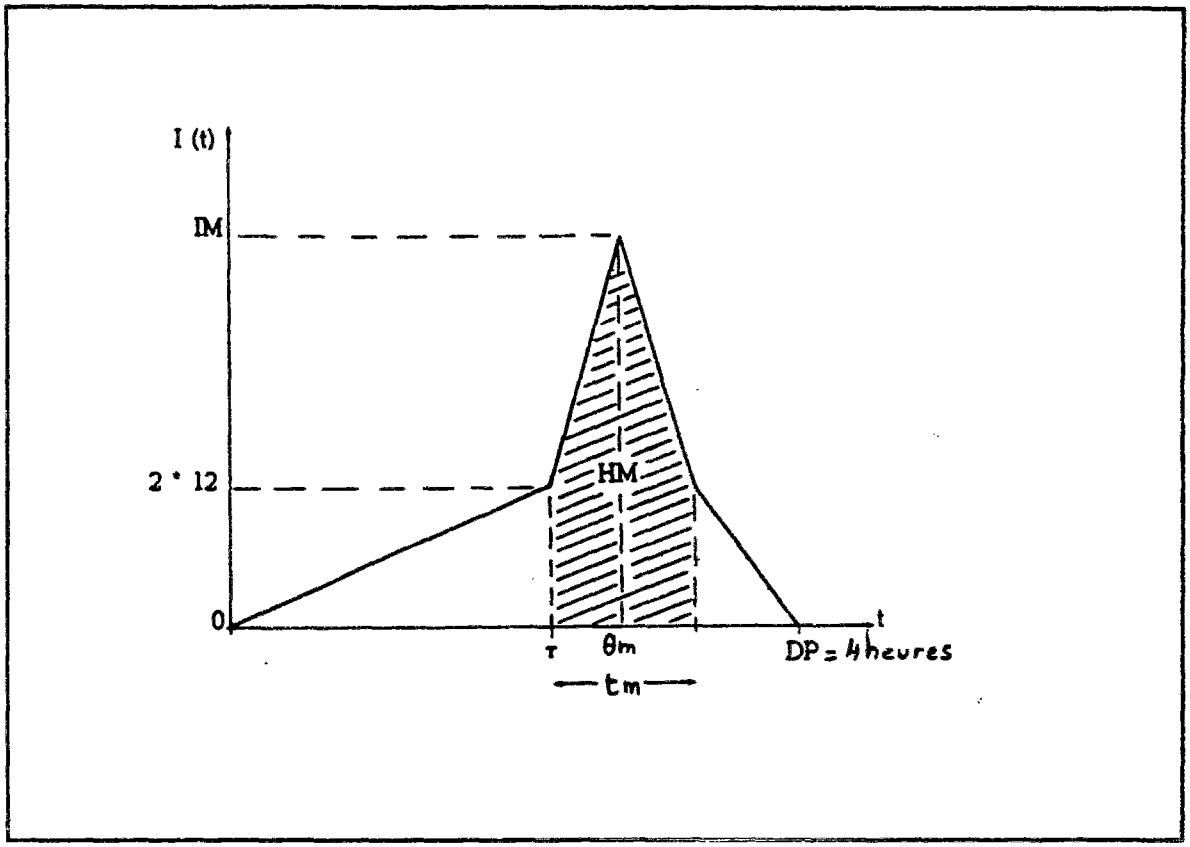


Figure 6 : La pluie de projet double triangle de Desbordes.

II.5.2 Dimension spatiale des pluies de projet

Si l'on peut considérer qu'une pluie est homogène à l'échelle de petits bassins versants (<=2000 ha), voir Bergaoui et Desbordes, 1986, étudiant un site d'Ile-de-France, une meilleure approche des phénomènes nécessite au delà d'intégrer la variation spatiale des précipitations, voire leur dynamique. Dans un tel contexte, le rattachement d'une probabilité à un événement donné devient beaucoup plus délicat que précédemment comme l'illustre Jacquet, 1984.

Plusieurs approches cohabitent à l'heure actuelle sans avoir tout à fait la même signification :

a / Pluie statique abattue :

- Pluie abattue de fréquence donnée à l'épicentre :

> C'est la méthode indiquée dans la circulaire générale relative à l'assainissement des agglomérations. La position de l'épicentre est fixée et il y tombe une pluie décennale sur une certaine durée ; la pluie sur le bassin versant est calculée par abattement en fonction de la surface. La lame d'eau qui en découle n'a pas nécessairement la même fréquence sur cette durée.

- Pluie de fréquence donnée en surface :

On applique une pluie dont le hyétogramme moyen sur la surface du bassin versant présente un caractère décennal sur une certaine durée. On fait appel pour cela aux statistiques Intensité-Durée-Fréquence-Surface (voir § II.3.2). La pluie maximale en un point quelconque du bassin n'a pas nécessairement la même fréquence sur cette durée.

b / Pluies de projet dynamiques :

Niemczynowicz, 1987 envisage deux méthodes pour introduire l'effet de la dynamique des orages :

- une approximation de premier ordre qui consiste à déplacer la pluie de projet sur le bassin versant en lui donnant la direction et la vitesse moyennes des structures de pluie ;

- la simulation du ruissellement résultant d'une série historique de pluies réelles déplacées selon la direction et la vitesse observées sur les vents en altitude. La période de retour des événements étant calculée sur les débits simulés.

Ces travaux restent pour le moment du domaine de la recherche et ne font pas l'objet d'un usage courant en hydrologie urbaine ; ils représentent des pistes très intéressantes susceptibles d'améliorer la représentation des pluies.

II.5.3 Séries chronologiques de pluies de projet

L'étude du fonctionnement d'un réseau d'assainissement ainsi que de ses relations avec le milieu récepteur exige la connaissance des apports pluvieux dans le temps. Par exemple la modélisation des dépôts dans un réseau, la gestion des stations d'épuration ou de bassins de stockage par temps de pluie ou l'étude des impacts sur le milieu récepteur requièrent pour être menées dans de bonnes conditions de connaître la chronologie d'une série de pluies.

a / Modèles de séries chronologiques ponctuelles :

A partir des mesures pluviométriques réelles de Montpellier-Bel-Air et de Paris-Montsouris, Desbordes et Raous, 1980, ont proposé un générateur de séries pluviométriques dans laquelle chaque pluie apparaît selon un processus aléatoire (loi de Poisson) et est représentée par une pluie de projet type double-triangle dont l'intensité maximale et le volume sont le fruit d'un tirage aléatoire. L'usage de ce générateur reste cependant limité à l'étude de bassins versants dont la taille n'excède pas 5000 ha, domaine de validité accepté pour le modèle pluie-débit à réservoir linéaire.

De nombreux modèles de série chronologiques ont été développés en hydrologie générale pour des pas de temps supérieurs à une journée ; plus récemment sont apparus des modèles que l'on emploie au pas de temps horaire et dont le domaine d'application pourrait bien s'étendre à l'hydrologie urbaine sur de grands bassin versants. Citons ici le travail de Cernesson, 1993, effectué d'après des mesures du bassin versant expérimental du Réal Collobrier, situé dans le Massif des Maures (Var).

b / Modèles de séries chronologiques spatiales :

A partir des observations effectuées sur la structure des champs de précipitation par Austin et Houze, 1972, Harrold, 1973, Waymire, Gupta et Rodriguez-Iturbe ont proposé le modèle dit " WGR" (Waymire et col., 1984), comportant 9 paramètres sous sa forme la plus simple, et décrivant le comportement statistique des structures de précipitations frontales.

En un point donné, les bandes de pluie surviennent dans le temps suivant un processus aléatoire, ce qui confère au modèle sa répartition temporelle. Ces bandes de pluie comportent un nombre et une répartition aléatoires de petites structures de méso-échelle, elles mêmes comportant un nombre et une répartition aléatoires de cellules de pluie, qui détermine à un instant donné la structure spatiale du champ. On suppose dans ce modèle que seules les cellules de pluie contribuent aux précipitations. Au sein de chacune d'elle, la répartition des intensités de pluie est décrite par une fonction décroissante autour de l'intensité en son centre, laquelle évolue en fonction de son âge. La combinaison de ces différents processus aboutit à la description du phénomène dans le temps et dans l'espace.

Lebel, 1984, développe un simulateur de chroniques de champs de pluie, au pas de temps horaire, employant la méthode des bandes tournantes. Cette méthode s'appuie exclusivement sur une description statistique de la variabilité des champs de pluie, indépendamment de toute considération sur leur forme instantanée comme dans le modèle WGR.

Dans ces deux cas, on procède à la génération de champs de pluie en tant que tels sans faire intervenir l'usage que l'on en fait. Si l'on souhaite effectuer des simulations pluies-débits à l'aide d'un modèle de transformation particulier, on peut effectuer comme Desbordes et Raous, 1980, des tests de sensibilité destinés à identifier parmi les paramètres de tels modèles les seules caractéristiques influentes au regard de cette transformation.

II.5.4 Conclusions

Les pluies de projet ponctuelles sont d'un usage fréquent en hydrologie urbaine. Les pluies de projet sur une surface, de définitions plus délicates, le sont moins ou de manière très simplifiée (abattement symétrique autour d'un épicentre) et les générateurs de chroniques de pluies de projet le sont encore moins.

En tout état de cause, le développement de pluies de projet ou de générateur de chroniques de pluies de projet à valeur spatiale reste un domaine à explorer en hydrologie urbaine. Les méthodes existantes fondées sur des mesures ponctuelles et éventuellement associées à une méthode d'abattement en fonction de la surface sont sans doute valables sur des bassins versants dont la surface n'excède pas quelques centaines à quelques milliers d'hectares. Elles ne le sont probablement pas à des échelles supérieures.

Il conviendrait d'aborder ces échelles de surface dans le même esprit que Desbordes et Raous, 1980, en recherchant quelles sont les caractéristiques essentielles des champs de pluies et de leur dynamique au regard de la transformation pluie-débit, et de la propagation des débits dans un grand réseau d'assainissement.

II.6 Conclusions

L'analyse des intensités maximales d'événement, bien que très courante, repose sur différentes méthodes dont nous avons donné un aperçu. La méthode la plus adaptée pour l'hydrologie urbaine s'avère être l'analyse des pluies supérieures à un seuil. Cette approche permet en effet de décrire une gamme de fréquence plus large que la méthode des maxima annuels, notamment vers les observations fréquentes.

Le caractère saisonnier des précipitations mérite d'être décrit afin d'affiner les distributions statistiques au sein de chaque saison. Cependant la recomposition des lois par saison en une loi annuelle est une démarche controversée en raison des incertitudes qui lui sont associées.

La longueur des séries pluviométriques disponibles incite à employer des méthodes d'analyse régionales et à cet effet, un petit panorama en a été donné. On peut en conclure que ces méthodes sont fréquemment mises en oeuvre à l'étranger et que les gains à en attendre sont importants. Deux points essentiels doivent être considérés dans ce type d'approche : l'homogénéité spatiale des séries de mesures et leurs dépendances réciproques.

Les pluies de projet ponctuelles ont fait l'objet de nombreux travaux et sont abondamment exploitées, malgré dans certains cas, une définition très sommaire. La description fine des averses, de leur répartition spatiale, de leur dynamique et la modélisation des séries chronologiques ponctuelles ou spatialisées commencent à voir le jour. Ces domaines de recherche restent complètement ouverts et représentent un espoir pour l'amélioration des études relatives aux rejets pluviaux et aux grands bassins versants urbains.

En conclusion, les méthodes fines (distribution spatiale, dynamique, chronologie) développées spécifiquement pour la description des précipitations en hydrologie urbaine restent peu nombreuses. Jusqu'à des dates récentes en effet, les moyens expérimentaux nécessaires à ce type de développement n'étaient pas disponibles en raison de leurs coûts. L'évolution des techniques et l'intérêt croissant des Collectivités territoriales dans ce domaine modifient petit à petit cette situation et des progrès peuvent être espérés à moyen terme.

Les chapitres qui suivent représentent une contribution à ces recherches à l'aide des mesures du Département de la Seine-Saint-Denis.

Chapitre III - Analyse des pluies ponctuelles

L'essentiel des enregistrements de pluie disponibles aujourd'hui se présente sous la forme de mesures ponctuelles. Or, l'information que l'on recherche concerne les volumes d'eau précipités sur des surfaces de bassins versants. Cette information qui n'est pas accessible directement est approchée par des moyennes pondérées de mesures en plusieurs postes. Les statistiques spatiales découlent donc, dans ce contexte, des distributions de mesures ponctuelles. Pour des raisons de concomitance entre les séries ponctuelles, les séries de mesures en plusieurs postes présentent des longueurs bien plus faibles que ces dernières. Il nous a donc semblé nécessaire d'aborder l'étude statistique en deux étapes : une estimation robuste (séries plus longues) des statistiques ponctuelles, puis l'estimation de statistiques spatiales (lames d'eau) s'appuyant sur les statistiques ponctuelles. Ce chapitre est pour cela consacré à l'étude des mesures ponctuelles. Le chapitre IV suivant aura trait à la statistique des lames d'eau.

L'estimation des statistiques ponctuelles provient en France de l'exploitation de quelques séries ponctuelles "longues" (plusieurs dizaines d'années), Paris-Montsouris et Montpellier-Bel-Air, ainsi que de l'exploitation de séries régionales au sein desquelles les séries locales n'excèdent pas 20 ans (Bedel et Colin, 1980). Ces statistiques pourraient aujourd'hui être réactualisées sur la base des 20 années supplémentaires enregistrées depuis cette époque, au moins sous forme d'observations supérieures à des seuils.

L'implantation depuis les années 70 de réseaux denses de pluviomètres en milieu urbain autorise aujourd'hui le développement d'études complémentaires. L'absence de longévité des différents postes est compensée par la multiplication des sites de mesure, ce qui oriente le travail vers l'emploi de méthodes régionales. Cependant, la proximité des appareils, due à la forte densité de ces réseaux appelle quelques précautions liées à l'éventuelle dépendance entre les mesures conjointes.

Dans ce contexte, l'étude des précipitations ponctuelles est abordée dans une première partie, tout d'abord poste par poste, et ensuite régionalement. Les séries de maxima ponctuels épicentrés sont également décrites, en relation avec l'analyse régionale et enfin les relations entre lois de distribution à différents pas de temps.

Une seconde partie montre l'hétérogénéité des précipitations au cours du temps (saison, semaine, journée), et les conséquences qui en découlent en matière de gestion des réseaux d'assainissement. Elle donne également quelques résultats conditionnels à un descripteur météorologique, le type de temps (Bénichou, Météo-France, 1985).

La troisième partie aborde une description plus fine des pluies, après décomposition en séquences de pluies continues. Ces dernières sont décrites par leurs durées, leurs relations intensité-durée-fréquence, leur hétérogénéité et enfin les durées de temps sec qui les séparent. D'une description moyenne, les intensités moyennes maximales (courbes IDF), on passe ainsi à une approche plus fine décrivant la diversité des contextes susceptibles de générer un même cumul.

Enfin la dernière partie est consacrée à quelques comparaisons avec des résultats déjà disponibles à Paris, en Ile-de-France et dans la Région pluviométrique I , région supposée homogène englobant l'Ile-de-France.

III.1 Etude des séries ponctuelles d'intensités moyennes maximales par événement

Cette première partie est consacrée à l'étude statistique des intensités moyennes maximales par événement, telles qu'on les mesure ponctuellement à l'aide d'un pluviomètre ou des différents appareils d'un réseau de pluviomètres.

Ces *événements* ont été définis en adoptant les critères suivants :

- deux événements sont séparés par au moins 2 heures sans pluie sur l'ensemble de la zone étudiée. En considérant que la plupart des grands réseaux d'assainissement peuvent être vidangés au cours de cette durée, deux événements provoquent donc des ruissellement indépendants. Remarquons cependant qu'en présence de grands bassins de rétention, cette durée devrait être adaptée en fonction des règles de gestion retenues ;

- un événement n'est considéré que s'il présente au moins 2 mm de pluie sur au moins un poste, hauteur en deçà de laquelle, le ruissellement est supposé négligeable.

Les mesures d'intensité considérées sont des *maxima par événement* obtenus sur des *pas de temps glissants* de 5, 10, 15, 30 et 60 minutes, 2 et 4 heures. Ces derniers sont *continus ou discontinus* c'est-à-dire qu'ils peuvent être entrecoupés par des périodes sèches. Il s'agit donc de cumuls de pluie rapportés à leurs durées d'observation. On parlera par la suite d'intensités maximales par événement. Les intensités maximales sur des durées de pluie continues, au sens strict (à un pas de temps donné), et la différence entre les deux statistiques sont examinées ultérieurement au § III.3.3.

Les statistiques sont effectuées sur des échantillons *d'observations supérieures à un seuil.* Ceux-ci peuvent être définis de deux manières :

- soit par rapport à la valeur explicite x0 d'un seuil : dans ce cas le nombre d'observations et le nombre moyen annuel λ de dépassements sont des variables aléatoires ;

- soit par rapport à un nombre explicite N d'observations au cours de la période étudiée, ce qui d'une part correspond à un nombre moyen annuel λ d'observations et d'autre part impose une valeur de seuil, x0, qui apparaît alors comme une variable aléatoire.

L'étude des intensités de précipitation ponctuelles est abordée dans un premier temps, poste par poste, afin de situer la variabilité spatiale des statistiques ponctuelles à l'échelle du département. Elle est ensuite étudiée régionalement après avoir émis une hypothèse d'homogénéité, ce qui permet de constituer un échantillon régional unique représentatif des observations de tout le domaine d'étude. Viennent ensuite des résultats relatifs aux maxima épicentrés (maxima ponctuel le plus fort du réseau de mesure). Sous réserve d'appliquer les corrections nécessaires, l'étude de ces maxima représente une méthode d'estimation des statistiques ponctuelles. Elle permet aussi d'estimer la fréquence d'une observation ponctuelle à l'échelle de la surface d'un bassin versant (phénomène d'épicentrage).

Pour finir, on décrit l'évolution des statistiques entre les pas de temps (transfert d'échelle - expressions de Montana et de talbot).

III.1.1 Statistiques poste par poste

Les séries d'intensités maximales par événement sont examinées ici poste par poste, sur les sept postes les plus anciens du département, chacun d'eux présentant 17 ans de mesures fin 1992, sauf un poste (Villepinte 05), qui en présente 16.

III.1.1.1 Nombres d'observations supérieures à un seuil selon les postes

La distribution des nombres annuels d'observations supérieures à différents seuils (ou nombre de dépassements) montre des fluctuations d'un poste à un autre. Sous hypothèse d'indépendance des séries d'occurrences de chaque poste, et au seuil de rejet de 10%, ces fluctuations ne sont pas significativement différentes des fluctuations d'échantillonnage, sauf aux pas de temps de 15, 30 et 60 minutes sur le poste de Bagnolet. Ce pluviomètre présente en effet un nombre de réalisations significativement plus important que les autres à ces pas de temps.

Le rapport Variance / Moyenne du processus d'arrivée (processus donnant le nombre de dépassements de chaque année) dépend du seuil de sélection des observations. Il est de l'ordre de 1.5 à 4 pour des seuils de faibles période de retour (1 à 2 semaines) mais de 0.75 à 1.5 environ pour des seuils de périodes de retour supérieures à quelques mois.

III.1.1.2 Lois de distribution des observations supérieures à un seuil

Le graphique 7 ci-après montre l'allure générale des distributions empiriques d'intensités maximales aux différents postes, pour le pas de temps de 10 minutes.

Il montre que les plus fortes observations tendent à être distribuées selon une loi exponentielle et que les variations entre quantiles empiriques aux différents postes augmentent avec la période de retour.

Pour l'ensemble des postes, on ne peut rejeter l'hypothèse d'une distribution exponentielle, si l'on se limite aux observations de périodes de retour supérieures à 4 mois au moins, (test de Kolmogorov-Smirnov - seuil de rejet 10%). Pour ajuster cette loi sur un poste, on doit donc sélectionner au plus les 3*Na observations les plus fortes (Na = nombre d'années d'observations du poste).

La variabilité des quantiles empiriques s'accroît avec la période de retour. L'examen du coefficient de variation interposte d'un quantile donné (voir tableau VII) varie de moins de 5% pour des périodes de retour inférieures à 3 mois à 15% pour la période de retour 10 ans, et ce indépendamment du pas de temps. Cela indique qu'a priori, s'il existe une hétérogénéité, elle concerne essentiellement les pluies fortes.

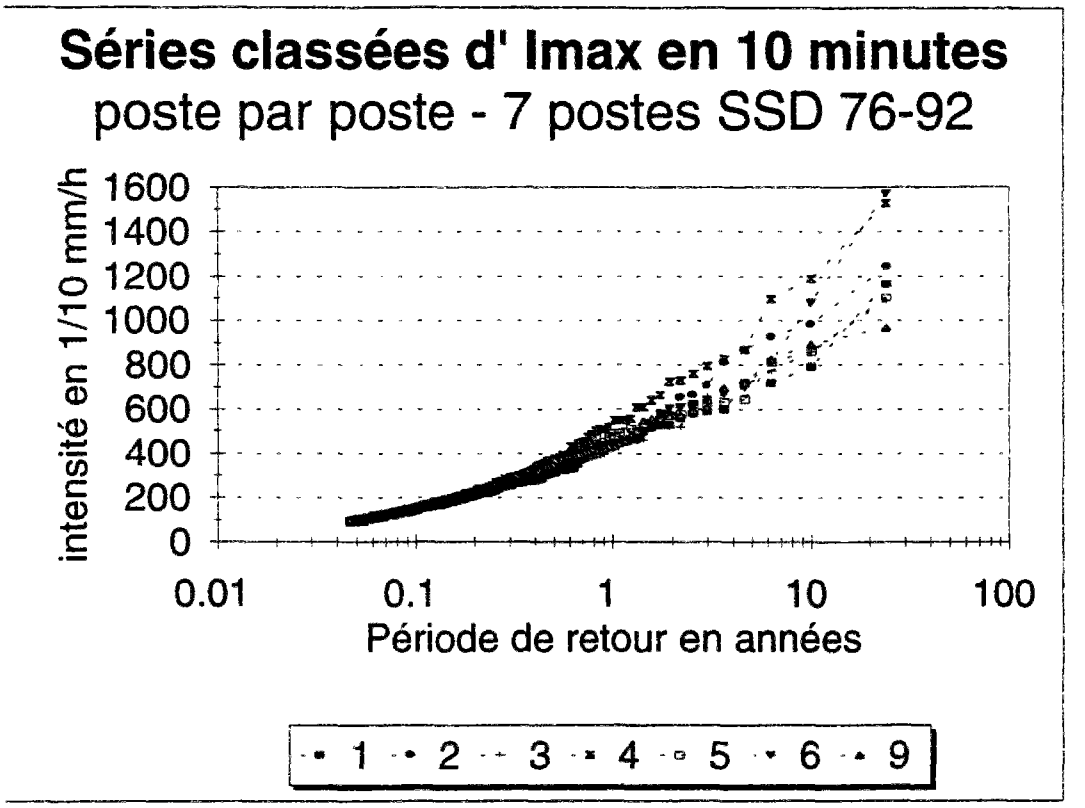


Figure 7 : Séries classées d'intensités maximales d'événement en 10 minutes sur les 7 postes les plus anciens du département de Seine-Saint-Denis (1976-1992) : postes N° 1, 2, 3, 4, 5, 6 et 9.

Tableau VII : Coefficients de variation (CV) interpostes des quantiles empiriques d'intensités maximales par événement (moyenne des CV obtenus pour les différents pas de temps) . Série 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

	Période de retour en années						
	0.25	0.33	0.5	1	2	5	10
CV (%)	<= 5.0	6.3	6.7	9.7	11.9	13.5	14.5

Les quantiles obtenus aux différents postes figurent dans les tableaux VIII et IX ci-après. Pour les périodes de retour inférieures à 1 an, compte-tenu de la faible variabilité entre les postes, on donne directement la moyenne des quantiles empiriques. Pour les périodes de retour supérieures à 1 an, on donne des estimations obtenues par ajustement d'une loi exponentielle. Les écarts étant importants entre les postes, les résultats sont fournis sous la forme d'une fourchette : valeurs la plus faible et la plus forte estimées.

Tableau VIII : Moyennes interpostes des quantiles empiriques en mm/h, pour des périodes de retour inférieures ou égales à 1 an - Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

T	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
1 mois	20.7	14.4	11.4	7.3	4.7	3.0	2.5
2 mois	30.3	21.2	16.5	10.1	6.3	4.0	3.2
3 mois	37.7	26.0	20.2	12.2	7.5	4.6	3.7
4 mois	42.5	29.6	22.8	14.3	8.6	5.2	4.0
6 mois	51.2	35.8	27.8	17.6	10.2	6.0	4.5
9 mois	60.9	43.6	33.9	20.8	12.4	7.0	5.5
1 an	67.9	47.3	38.2	23.1	14.1	7.8	6.1

Tableau IX : Fourchettes des quantiles (en mm/h) estimés poste par poste avec la loi exponentielle - série 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992. (T= période de retour en années)

T	Pas de temps en minutes					
	5	15	30	60	120	240
2	79 - 95	44 - 63	26 - 38	17 - 23	9.7-11.6	5.8 - 6.9
5	98-117	56 - 82	34 - 50	22 - 29	12.3-16.1	7.3 - 9.4
10	111-133	65 - 96	40 - 60	26 - 34	14.2-19.6	8.3 -11.4
20	123-149	74 -111	47 - 69	30 - 39	16.1-23.0	9.2 -13.4

Pour les périodes de retour importantes (tableau IX), le rapport entre l'estimation haute et l'estimation basse peut atteindre 1.5. L'estimation haute pour une période de retour donnée (par exemple T=5 ans) est dans la plupart des cas supérieure à l'estimation basse relative à la période de retour qui la suit (exemple dans le tableau T=10 ans). Ces résultats ne sont pas surprenants en raison de la relation existant entre périodes de retour et observations. En effet, avec une loi de distribution exponentielle, les intensités augmentent à une constante près en fonction du logarithme des périodes de retour. Ces dernières sont donc très sensibles à de faibles variations de la valeur des observations.

Sous hypothèse d'indépendance, ce qui n'est probablement pas exact, et en comparant les échantillons deux à deux (test de Kolmogorov-Smirnov, intervalles de confiance de la moyenne et des quantiles), on ne peut rejeter l'hypothèse qu'ils sont semblables. Une seule exception cependant : au seuil de rejet de 10%, le poste de Bagnolet (04), situé juste contre Paris, à l'Ouest du département, semble se particulariser des autres pour les pas de temps de 15, 30 et 60 minutes. Ce résultat doit être signalé mais il n'apparaît pas suffisamment marqué pour exclure l'hypothèse d'homogénéité. Il est important de préciser par ailleurs que ces analyses ne démontrent en aucun cas l'inexistence d'hétérogénéités (hypothèse d'indépendance non garantie). Elles se bornent seulement à donner quelques arguments en faveur de l'homogénéité.

Sur le site de la COURLY (Communauté Urbaine de Lyon) avec 30 pluviomètres enregistreurs répartis sur 600 km^2, Paturel, 1991, obtient des rapports de 1 à 2 entre l'estimation la plus forte et l'estimation la plus faible. Elles concernent des pas de temps de 5 minutes à 2 heures et les périodes de retour 1, 2 et 3 ans. En comparant globalement, à l'aide d'un test statistique, les paramètres de pente de la loi de Montana (coefficient b), obtenus poste par poste, il conclut à l'existence probable d'hétérogénéités.

Sans permettre d'infirmer a priori cette conclusion, plusieurs raisons sont susceptibles d'expliquer ces écarts, plus grands qu'en Seine-Saint-Denis :

- la taille des échantillons : les séries de la COURLY comportaient 6 ans de mesures à l'époque de l'étude, contre 17 ans sur les postes sélectionnés en Seine-Saint-Denis, ce qui à égalité de loi de distribution implique des incertitudes d'échantillonnage plus importantes ;

- *le climat* : Lyon se situant dans la Région pluviométrique II, les gradex des lois de distribution sont plus élevés qu'en Région I (là où se trouve la Seine-Saint-Denis), ce qui induit théoriquement des incertitudes d'échantillonnage plus élevées ;

- *le relief :* la région lyonnaise est caractérisée par un relief nettement plus marqué que la région parisienne, avec probablement des effets sur les précipitations ;

- *le choix de l'expression de Montana* pour l'estimation des quantiles sur la COURLY : celle-ci est peu précise sur la gamme de pas de temps 5 minutes-2 heures, comme l'attestent par ailleurs les coefficients de corrélation de l'ordre de 0.95, observés lors des ajustements. Dans un espace log-log (celui dans lequel l'auteur ajuste les paramètres de Montana), de tels coefficients de corrélation ne se traduisent pas nécessairement par une bonne précision d'estimation lorsque l'on retourne dans l'espace des valeurs naturelles. Ce fait est confirmé en Seine-Saint-Denis, comme nous le verrons au § III.1.5. On peut donc avoir, outre les incertitudes d'échantillonnage mentionnées plus haut, une erreur supplémentaire liée à l'imprécision (inadéquation) du modèle retenu.

III.1.1.3 Conclusion

Les quantiles d'intensités maximales estimés localement poste par poste présentent des écarts croissants en fonction de leurs périodes de retour. Ils sont inférieurs à ±10% autour d'une moyenne pour des périodes de retour inférieures à 3 mois. Ils s'échelonnent entre ±10% et ± 20 - 25% pour des périodes de retour de quelques mois à quelques dizaines d'années, soit un rapport pouvant atteindre 1.5 entre l'estimation la plus forte et l'estimation la plus faible. Sous hypothèse d'indépendance entre les séries, ce qui n'est pas exact, ces fluctuations peuvent être expliquées par les seules fluctuations d'échantillonnage.

III.1.2 Ajustement régional de lois

L'examen des statistiques d'intensités moyennes maximales poste par poste nous a montré des variations pouvant atteindre ± 20-25% autour d'une valeur moyenne pour des périodes de retour de quelques mois à quelques dizaines d'années. Outre la possibilité d'avoir des hétérogénéités locales, celles-ci sont le fruit d'une combinaison d'erreurs dues aux mesures et à la taille des échantillons (fluctuations d'échantillonnage).

Les erreurs de mesures étant difficiles à estimer et les hétérogénéités difficiles à prédéterminer, on cherche à estimer la part d'erreur que les fluctuations d'échantillonnage peuvent à elles seules expliquer. Si ces dernières sont équivalentes ou supérieures aux écarts constatés entre les postes, on admettra que l'hypothèse d'homogénéité a un sens, ce qui en aucun cas ne signifierait que l'hypothèse contraire, l'existence d'hétérogénéité, est fausse.

La démarche adoptée est la suivante :

- on admet a priori l'hypothèse d'homogénéité des différentes séries ponctuelles du département, ce qui revient à considérer qu'elles suivent la même loi de distribution, aux erreurs d'échantillonnage près ;

- on procède à l'ajustement régional d'une loi de distribution ;

- on "valide" a posteriori de l'hypothèse d'homogénéité en vérifiant que les différentes séries ponctuelles peuvent provenir d'un tirage aléatoire dans la loi régionale. Cette validation, bien entendu, n'est pas tout à fait satisfaisante en ce sens qu'elle ne prend pas en compte l'existence d'une dépendance entre les séries aux différents postes.

Compte-tenu des différences de durées d'existence des postes, on constitue 3 échantillons régionaux dans lesquels, chaque pluviomètre présente sensiblement la même durée de fonctionnement. De cette manière, au sein d'un échantillon, chaque année de mesure est représentée par un nombre égal d'appareils et l'on évite ainsi de sur-représenter ou sous-représenter telle ou telle année sèche ou humide, très orageuse ou peu orageuse :

- 1er échantillon : 7 postes X 17 ans de mesures = 118 années-stations (il manque une année sur l'un des postes) ;
- 2ème échantillon : 14 postes X 10 ans de mesures = 140 années-stations ;
- 3ème échantillon : 21 postes X 5 ans de mesures = 105 années stations ;

(Nota : les durées de mesures s'entendent fin 1992)

Les résultats exposés ci-après ne concernent que le premier échantillon (7 postes X 17 ans) car les statistiques obtenues pour les autres n'en sont pas significativement différentes (quelques pourcents d'écarts seulement).

Dans ce qui suit, on décrit successivement :

- la méthode d'analyse régionale adoptée ;
- les lois de distribution régionales relatives à l'ensemble des excédents (observations supérieures au seuil de sélection des données), qu'ils soient fréquents ou rares ;
- le modèle de renouvellement appliqué aux observations les plus fortes ; on se limite donc aux réalisations rares.

III.1.2.1 Choix de la méthode d'analyse régionale et construction des échantillons

Deux types de méthodes peuvent être employées selon que les mesures sont dépendantes ou non entre les séries locales :

- la méthode des stations-années qui suppose l'indépendance entre les séries locales ;
- des méthodes s'appuyant sur des moyennes régionales de paramètres locaux de distribution. Ce second type de méthode ne suppose pas l'indépendance entre mesures locales.

En toute rigueur, l'existance d'une dépendance entre nos séries locales devrait nous inciter à employer le second type de méthode. En effectuant quelques comparaisons, nous avons constaté que les différences de résultats entre ces deux types de méthodes étaient très faibles, résultat probablement d'une faible dépendance entre nos différentes séries locales. Le biais résultant de l'emploi de la méthode des stations-années, malgré cette dépendance, est donc apparu comme étant de second ordre. Dans ces conditions, et pour cette première analyse, nous avons tout de même retenu cette méthode, afin de bénéficier de sa grande simplicité.

Construction des échantillons pour l'analyse selon la méthode des stations-années

Pour chaque pas de temps, l'échantillon régional est construit en mélangeant les $N = \lambda.(1-tp).Na$ réalisations les plus fortes observées tous postes confondus, avec λ, le nombre moyen annuel de dépassements, Na le nombre d'année-stations disponibles, et tp, le taux moyen de panne du réseau de mesure. Ce taux est pris égal à 10% (voir annexe I).

III.1.2.2 Distributions régionales des excédents

Le tableau X, ci-après donne les estimations empiriques des quantiles d'intensités moyennes maximales. On cherche ensuite une loi de distribution susceptible de représenter toute la gamme de fréquence entre les pluies faibles et les pluies fortes.

On envisage successivement, la distribution lognormale, la loi de Weibull et la loi de Pareto, puis le mélange de deux lois exponentielles. On termine par le cas des observations les plus fortes, dont la modélisation est décrite plus en détail au § III.1.2.3.

Tableau X : Quantiles empiriques en mm/h observés sur les séries régionales d'intensités maximales de Seine-Saint-Denis - 7 postes 1976-1992.

période de retour	Pas de temps						
	5	10	15	30	60	120	240
10 ans	119.0	98.0	80.6	53.0	33.9	18.4	10.2
5 ans	107.4	81.6	65.0	43.9	25.5	15.2	9.0
2 ans	84.0	61.0	84.7	30.2	18.5	11.7	6.9
1 an	68.4	46.8	37.2	23.4	14.0	8.7	5.3
6 mois	50.4	36.0	28.0	18.0	10.7	6.6	4.0
3 mois	37.2	25.8	20.4	12.4	8.0	5.0	3.2
2 mois	31.2	21.0	16.4	10.4	6.5	4.3	2.8
1 mois	20.4	14.4	11.6	7.6	5.0	3.3	2.1
2 sem.	12.0	9.0	7.2	5.0	3.4	2.3	1.4
1 sem.	6.0	4.8	4.0	3.0	2.1	1.4	0.9

Ajustements de lois de type lognormale, de Weibull ou de Pareto

Des lois lognormales à 2 paramètres ou des lois à 3 paramètres telles que la loi de Weibull ou la loi de Pareto (dite aussi loi exponentielle généralisée) sont acceptées au seuil de confiance de 10% si l'on utilise le test de Kolmogorov-Smirnov. Cependant, ces constatations sont trompeuses car elles reflètent surtout la capacité de ces lois à reproduire l'allure des courbes de distribution des observations les plus fréquentes (95% de l'échantillon - périodes de retour inférieures à quelques mois). On ne parvient pas, avec la méthode des moments à ajuster de loi s'adaptant à la fois aux observations fréquentes et aux observations les plus fortes. La représentation des événements forts est nettement améliorée si l'on procède à l'ajustement des paramètres par optimisation d'un critère prenant mieux en compte ces observations. Nous avons adopté à titre d'illustration le critère suivant : *Crit*, la somme des écarts au carré entre les logarithmes des périodes de retour observées (empiriques) et estimées.

$$Crit = \sum_{i=1}^{N} [Ln\ T_{emp}(i) - Ln\ \hat{T}(i)]^2 \qquad \textbf{(64)}$$

avec :

- N, la taille de l'échantillon ;
- T_{emp}, la période de retour empirique = (N+0.4)/(r-0.3)*Na/N

La figure ci-après montre les résultats d'ajustement obtenus en minimisant Crit.

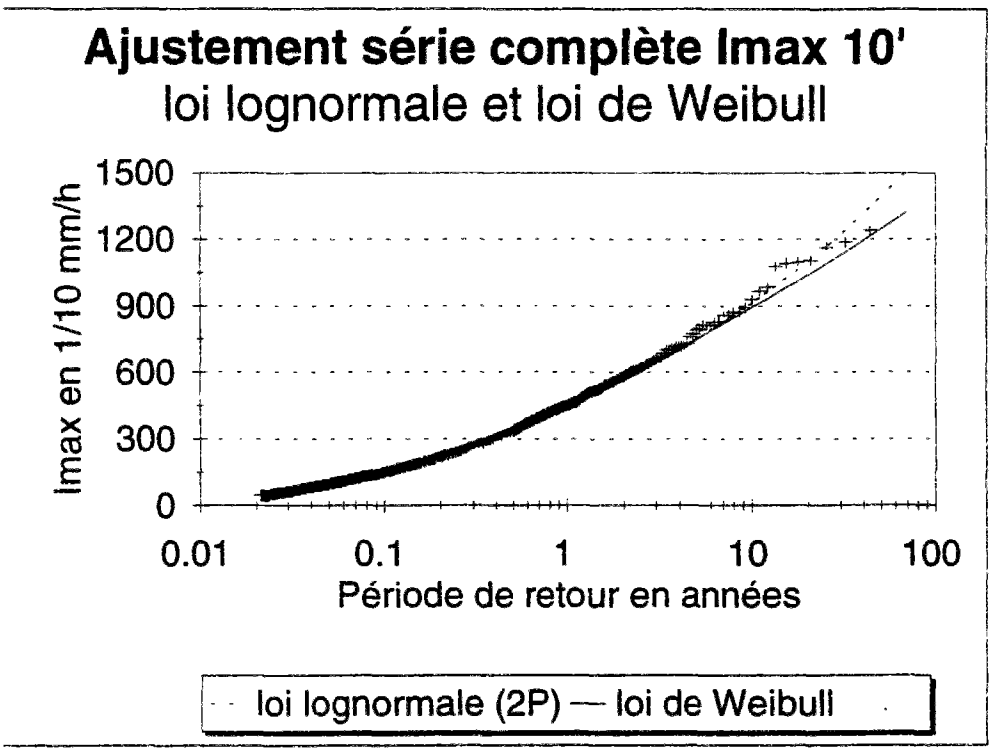


Figure 8 : Ajustement de lois sur la série régionale des intensités moyennes maximales en 10 minutes. 7 postes Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Mélange de deux lois exponentielles

Les séries classées d'intensités montrent deux asymptotes lorsqu'on les représente sur des graphiques semi-logarithmiques (intensité en fonction du Log de la période de retour) : l'une vers les fréquences rares, au delà d'une période de retour de l'ordre de 1 à 2 ans, et l'autre vers les fréquences courantes, lorsque la période de retour tend vers 0.

En nous référant à une suggestion faîte par Duband en 1968 à Fort Collins (BCFGB, 1994), nous admettons l'hypothèse que cette disposition résulte d'un mélange de deux populations de pluies, distribuées chacune selon une loi exponentielle. La première population est à l'origine d'une proportion α d'observations, la seconde d'une proportion $(1-\alpha)$.

Si l'on travaille sur les excédents (observation moins la valeur du seuil), l'expression d'une telle loi est :

$$G(x) = Prob[X \geq x] = \alpha \cdot \exp(-\frac{x}{s1}) + (1-\alpha) \cdot \exp(-\frac{x}{s2}) \qquad (65)$$

avec :

- G(x), la probabilité de non-dépassement ;
- s1 et s2, les gradex des deux distributions.

Si l'on connaît l'un des paramètres, les deux autres peuvent être estimés par la méthode des moments. Les résultats de cette approche se révèlent cependant de piètre qualité, ce qui nous conduit à l'utilisation d'une procédure d'optimisation fondée sur le critère, *Crit*, défini précédemment (Eq.64).

On aboutit ainsi aux résultats figurant dans le tableau suivant (tableau XI).

Tableau XI : Ajustement d'un mélange de deux lois exponentielles sur les séries régionales d'intensités maximales d'événement. Le taux de mélange s'applique aux observations ordinaires (dont le gradex est s1). Les seuils correspondent à des observations de périodes de retour de 1 semaine.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
seuil mm/h	6.0	4.8	4.0	3.0	2.1	1.4	0.9
taux %	72	84	87	88	89	87	76
s1 mm/h	6.4	5.5	4.4	2.6	1.6	1.0	0.54
s2 mm/h	22.7	20.1	17.5	11.4	6.8	3.8	1.8
s2/s1	3.5	3.7	4.0	4.4	4.25	3.8	3.3

Le rapport entre les deux gradex varie entre 3.5 et 4.5 environ selon les pas de temps, avec un maximum entre 30 et 60 minutes.

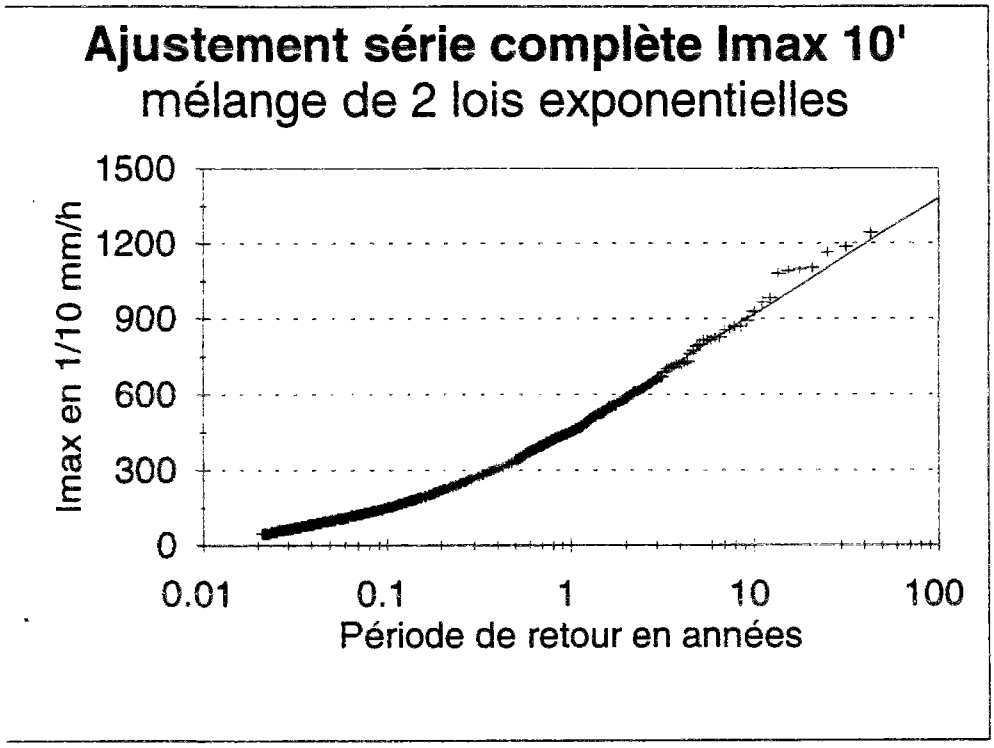


Figure 9 : Ajustement de loi sur la série régionale des intensités moyennes maximales en 10 minutes. 7 postes Seine-Saint-Denis 1976-1992

L'amélioration que procure le modèle "mélange de lois exponentielles" par rapport aux autres lois est illustrée dans le tableau ci-après, par l'intermédiaire du critère Crit.

Tableau XII : Comparaison du critère Crit entre les lois de distribution testées. Séries régionales 7 postes Seine-Saint-Denis 1976-1992. Seuil de période de retour T=1 semaine.

Crit	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
Lognormale	6.86	2.91	3.50	6.56	8.86	9.61	6.99
Weibull	2.35	1.34	2.66	5.24	7.80	6.69	7.28
Pareto	4.77	5.41	3.78	6.10	6.68	6.48	6.56
Mélange 2 exponentielles	1.31	0.69	1.15	2.28	4.02	2.13	2.47

Le tableau suivant montre l'évolution du taux de mélange en fonction de la période de retour du seuil.

Tableau XIII : Evolution des taux de mélange (taux d'événements ordinaires) selon la période de retour du seuil de sélection des événements. Séries régionales d'intensités maximales d'événement Seine-Saint-Denis 7 postes 1976-1992.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
1 sem.	72	84	87	88	89	87	76
2 sem.	57	76	80	81	82	78	68
1 mois	37	65	70	70	71	64	52
3 mois	43	43	48	44	46	34	46

A condition de rester dans la gamme des fréquences pour laquelle l'hypothèse d'un mélange peut être avancée, les gradex des deux distributions exponentielles restent les mêmes à moins de 10% près pour les gradex forts et moins de 20% près pour les gradex faibles. Si l'on prend des seuils élevés pour lesquels les observations tendent vers une distribution exponentielle unique, les deux gradex issus de l'optimisation tendent vers une même valeur, tandis que le taux de mélange devient quelconque.

Pour tous les pas de temps, cette approche donne des résultats équivalents ou meilleurs que les lois exponentielles généralisées ou la loi lognormale en ce qui concerne les observations fréquentes. Elle donne des résultats systématiquement meilleurs pour les observations les plus fortes.

Il est certain que l'ajout d'un paramètre par rapport aux lois précédentes favorise une telle évolution. Cependant, elle donne des arguments en faveur de l'hypothèse d'un mélange de deux lois simples, l'une représentative d'événements ordinaires constituant l'essentiel des observations hivernales et l'autre, d'événements survenant essentiellement l'été (pluies

orageuses) en plus des événements ordinaires. La validité de cette hypothèse pourrait avoir des conséquences sur l'élaboration d'une typologie des pluies.

Les gradex faibles sont à comparer avec ceux des mois d'hiver et ceux des types de temps d'hiver (voir § III.2.1).

Distribution des événements forts

Lorsque l'on restreint l'échantillon aux observations les plus fortes, celui-ci tend vers un comportement exponentiel très net. Lorsque le seuil augmente, le paramètre de forme de la loi de Weibull tend vers 1 et celui de la loi de Pareto tend vers 0, ce qui les fait tendre vers une loi exponentielle simple. Au delà d'un seuil de période de retour 1 à 2 ans, on peut considérer que les observations présentent une distribution exponentielle.

Soit λ le nombre moyen annuel de dépassements. Pour tous les pas de temps (sauf 5 minutes), on constate que les meilleures conditions d'un ajustement par la loi exponentielle sont obtenues pour λ inférieur ou égal à 2/3. Pour 118 années-stations d'observations, cela revient à retenir les 2/3 * 118 = 71 observations les plus fortes de la série. Pour le pas de temps de 5 minutes, le caractère exponentiel de la distribution se manifeste lorsque λ devient inférieur à 3 ou 4. Le paramètre seuil, x0, de la distribution exponentielle est estimé comme la valeur directement inférieure au minimum des observations sélectionnées dans la série classée.

Ce taux provient de l'analyse du rapport écart-type/moyenne des excédents. Dans le cas d'une loi exponentielle, ce rapport doit être égal à 1, aux erreurs d'échantillonnage près. En faisant varier λ, on recherche la plus grande valeur qu'il peut prendre sans s'éloigner significativement de 1. Le résultat trouvé est : λ voisin de 0.67, ce qui correspond à un seuil de période de retour 1.5 an. On aboutit par ailleurs aux mêmes conclusions en utilisant le test de Kolmogorov-Smirnov.

III.1.2.3 Ajustement régional du modèle de renouvellement (restriction aux événements forts (T>=1.5 an))

On se restreint ici au cas des observations les plus fortes, que l'on modélise à l'aide du processus de renouvellement. Celui-ci s'appuie sur la combinaison de deux lois de distribution : l'une décrivant le nombre annuel de dépassements, K, et l'autre, les valeurs que prennent ces dépassements, X. Les deux variables aléatoires K et X sont supposées indépendantes. On parle de modèle de renouvellement. Le plus simple d'entre eux associe une loi de Poisson (équation (66)) pour décrire la variable aléatoire *K* et une loi exponentielle (équation (67)) pour décrire la variable aléatoire *X*.

$$Prob[K=k] = \frac{\lambda^k \cdot e^{-\lambda}}{k!} \qquad (66)$$

$$Prob[X \leq x] = F(x) = 1 - e^{-\frac{x-x_0}{s}} \qquad (67)$$

Dans ces expressions, x_0 est le seuil de sélection des données. Le paramètre λ représente le nombre annuel moyen de dépassements et le paramètre s, appelé gradex (gradient de l'exponentielle), représente la moyenne des excédents (valeur observée à laquelle on retranche la valeur du seuil). Les estimateurs de λ et s, obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance, sont (Buishand, 1990) :

$$\hat{\lambda} = \frac{N}{Na} \quad et \quad \hat{s} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - x_0) \qquad \textbf{(68)}$$

avec N, la taille de l'échantillon et Na, le nombre d'années de mesures.

Avec ce modèle, l'expression de l'estimateur d'un quantile de période de retour T est :

$$\hat{X}_T = x_0 + \hat{s} \, . \, Ln \, \hat{\lambda}.T \qquad \textbf{(69)}$$

La loi de distribution régionale fait appel à des mesures de différents postes et certaines d'entre elles proviennent d'un même événement pluvieux. Elles peuvent donc être dépendantes. Il est donc nécessaire de considérer l'effet de cette dépendance sur les résultats d'ajustement. Nous admettrons avec Hosking et Wallis, 1988, que celle-ci n'introduit pas de biais dans les estimations, à condition de demeurer faible. Elle provoque par contre un accroissement des incertitudes d'estimation par rapport à un échantillon de même taille, dans lequel toutes les observations seraient indépendantes.

L'expression suivante est une approximation asymptotique de la variance d'estimation d'un quantile estimé d'après le modèle de renouvellement associant la loi de Poisson et la loi exponentielle (Buishand, 1990) :

$$Var_{\hat{X}(T)} = \frac{\sigma^2}{N} \, . \, [\, \frac{var(N)}{N} + (Ln \, \lambda.T)^2 \,] \qquad \textbf{(70)}$$

avec :

- σ, l'écart-type des excédents (égal au gradex dans le cas de la loi exponentielle) ;
- N, la taille de l'échantillon : on a N = Na * λ (Na = nombre d'années) ;
- λ, le nombre annuel moyen de dépassements ;
- T, la période de retour en années.

Avec un processus d'arrivée suivant une loi de Poisson, et un échantillon d'observations indépendantes, le rapport var(N) / N est égal à 1, car la variance et la moyenne du processus sont égales : var(N) = Na * var(K) = Na * E[K] = Na * λ = N.

A partir de là, on intègre successivement l'effet de trois sources supplémentaires d'incertitudes :

- effet de la variance d'estimation du gradex : cette variance doit tenir compte de la dépendance entre les mesures.

- effet de la variance du processus d'arrivée : cette variance doit d'une part tenir compte de la dépendance entre les mesures, et d'autre part, tenir compte du fait que le processus ne suit pas toujours une loi de Poisson.

On aboutit ainsi à une expression approchée regroupant ces divers effets.

Effet de la dépendance sur l'estimation du gradex

On cherche à estimer ici la taille équivalente d'un échantillon régional sur lequel s'appuie l'estimations du paramètre s, le gradex, de la loi exponentielle. Ces tailles représentent les tailles que devraient avoir des échantillons d'observations indépendantes pour fournir les mêmes variances d'estimation que les échantillons comportant des observations dépendantes.

Ce paramètre représente la moyenne de l'échantillon des excédents, c'est-à-dire des observations auxquelles on a retranché la valeur du seuil x0.

On développe ci-après l'expression de la variance d'estimation de cette moyenne.

Variance d'estimation d'une moyenne estimée d'après un échantillon comportant des observations dépendantes

Dans le cas d'une distribution exponentielle, le paramètre de cette loi, le gradex, est égal à la moyenne des excédents. La variance d'estimation du gradex est donc égale à celle de la moyenne des excédents et par suite à celle de la moyenne des observations.

$$var(\overline{X}) = var(\frac{1}{N}.\sum_{i=1}^{NE}\sum_{k=1}^{m(i)} X_{i,k}) = \frac{var(X)}{N} + \frac{2}{N^2}.\sum_{i=1}^{NE}\sum_{j=1}^{nbc(i)} Cov(X_{i,k},X_{i,kk}) \qquad \textbf{(71)}$$

avec :

- N, la taille de l'échantillon régional ;
- NE, le nombre d'événements représenté dans l'échantillon régional ;
- m(i), le nombre de postes concernés par l'événement i ;
- nbc(i), le nombre de couples d'observations concomitantes de l'événement i ; nbc(i) est égal à m(i)*(m(i)-1) / 2 ;

On peut écrire :

$$var(\overline{X}) = \frac{var(X)}{N} + 2.\frac{NBC}{N^2}\,\overline{Cov(X_{i,k},X_{i,kk})} \qquad \textbf{(72)}$$

avec :

- NBC, le nombre total de couples d'observations concomitantes (tous événements confondus) ;

soit :

$$var(\overline{X}) = \frac{var(X)}{N} . (1 + 2.\frac{NBC}{N}.\overline{R}) = \frac{var(X)}{N'} \qquad \textbf{(73)}$$

avec :

- $N' = \dfrac{N}{1 + 2.\dfrac{NBC}{N}.\overline{R}}$ **(74)**

- $\overline{R}$, le coefficient de corrélation moyen entre les observations concomitantes.

La borne inférieure de N' correspond au nombre NE d'événements pluvieux distincts au cours desquelles ont été observées les N réalisations de la série régionale.

Ainsi pour chaque échantillon, on reporte N, le nombre de réalisations qu'il comporte, NE, le nombre d'événements pluvieux distincts au cours desquels ces réalisations ont été observées, NBC, le nombre de couples d'observations concomitantes, $\overline{R}$, le coefficient de corrélation croisé moyen entre les observations concomitantes et N', le nombre équivalent de réalisations indépendantes.

Les résultats obtenus sur le réseau de 7 postes avec 17 ans de mesures, pour l'estimation régionale du gradex s, sont donnés dans le tableau ci-après.

Tableau XIV : Description des échantillons régionaux d'intensités maximales d'événement supérieures à des seuils tels de périodes de retour 1.5 an (λ=0.67) - série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis - 1976-1992

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
N	71	71	71	71	71	71	71
NE	45	45	44	43	40	33	25
NBC	48	43	45	49	61	78	108
$\overline{R}_x$	0.32	0.17	0.17	0.39	0.08	0.13	0.26
N'_x	50	59	58	46	62	55	40

En conclusion, si les hypothèses utilisées pour l'estimation régionale sont valides, l'estimation des gradex est réalisée dans les mêmes conditions que si l'on utilisait des séries ponctuelles comportant environ N'_x = 40 à 60 observations indépendantes, soit des longueurs de 60 à 90 ans (car λ = 0.67).

Effet de la variance d'estimation du paramètre λ

On s'intéresse au terme Var(N) figurant dans l'expression de la variance d'estimation d'un quantile.

La taille N de l'échantillon régional est la somme des tailles de chaque échantillon local, soit :

$$N = \sum_{k=1}^{M} \sum_{i=1}^{Na} K_{ki} = Na.M.\lambda \qquad (75)$$

avec :

- K_{ki}, le nombre annuel de dépassements au poste k, l'année i.
- M, le nombre de postes du réseau de mesure ;
- Na, le nombre d'années de mesure ;
- λ, le nombre annuel moyen de dépassements.

On s'interesse donc en fait à la variance de λ, le nombre annuel moyen d'observations, car on a : $Var(N) = Na^2.M^2.Var(\lambda)$.

Le calcul de la variance de N doit tenir compte de l'autocorrélation existant entre les différentes séries locales donnant les nombres annuels de dépassements. Cette fois, la concomitance des réalisations s'entend à l'échelle d'une année et non plus seulement à celle d'un événement. Comme pour l'estimation des gradex, les mêmes événements sont à l'origine de réalisations sur plusieurs postes, mais en outre, les années sèches ou humides, riches ou pauvres en orages ou en périodes d'orages, sont souvent les mêmes pour l'ensemble des postes.

Tableau XV : Séries des nombres annuels de dépassements. Séries de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992. Pas de temps de 30 minutes. Seuil de période de retour T = 1.5 an.

Année	Numéro du poste						
	1	2	3	4	5	6	9
76	0	1	0	0	0	0	1
77	0	1	0	1	0	0	0
78	0	0	1	0	0	1	1
79	0	0	0	0	0	1	0
80	0	0	0	0	0	0	1
81	0	0	1	1	0	1	0
82	2	4	0	4	1	1	2
83	2	4	2	4	4	3	0
84	0	0	0	0	0	0	0
85	0	1	0	0	0	0	0
86	0	0	0	1	0	0	0
87	0	0	0	0	0	0	0
88	0	0	1	1	0	1	1
89	0	0	1	0	1	0	1
90	1	2	0	2	1	1	1
91	0	0	0	0	0	0	1
92	1	0	2	2	3	0	0

En présence de séries locales dont les observations concomitantes (observations d'une même année) sont corrélées, la variance de N s'exprime :

$$var(N) = var\left(\sum_{k=1}^{M} \sum_{i=1}^{Na} K_{ki} \right) \qquad (76)$$

soit :

$$var(N) = Na.M.Var(K) + 2 * \sum_{i=1}^{Na} \sum_{k=1}^{M-1} \sum_{kk=k+1}^{M} Cov(K_{k,i}, K_{kk,i}) \qquad (77)$$

soit encore :

$$var(N) = Na.M.Var(K) + 2.Na.\frac{M.(M-1)}{2}.\overline{R_K}.Var(N) \qquad (78)$$

avec :

- $\overline{R}_K$, le coefficient de corrélation croisé moyen entre les séries de nombres annuels de dépassements.

On en déduit que le rapport Var(N) / N est égal à :

$$\frac{Var(N)}{N} = \frac{Var(K)}{\lambda} . [\ 1 + (M-1).\overline{R_K}\ ] = \beta\ .\ M'_K \qquad (79)$$

avec :

- β, le rapport Var(K) / λ ; $\beta = 1$ avec une loi de Poisson car Var(K) = E[k] = λ ;
- M'_K, le nombre équivalent de postes indépendants de l'échantillon régional des nombres annuels de dépassements.

Estimation de M'_K

Les moyennes des coefficients de corrélations entre séries locales $\overline{R}_K$ sont estimées expérimentalement (tableau XVI). A partir de là, on en déduit M'_K, le nombre équivalent de postes indépendants, puis N'_K, la taille équivalente en années de l'échantillon régional des nombres annuels de dépassements : $N'_K = M'_K . Na$.

Tableau XVI : Tailles équivalentes des échantillons pour l'estimation régionale du paramètre λ.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
$\overline{R}_K$	0.39	0.37	0.36	0.48	0.48	0.43	0.39
M'_K	2.1	2.2	2.2	1.9	1.9	2.0	2.1
N'_K années	36	37	38	31	31	33	36

En conclusion, si les hypothèses adoptées pour effectuer les estimations régionales sont valides, les estimations du paramètre λ sont réalisées dans les mêmes conditions que si l'on avait des séries ponctuelles comportant 30 à 40 années de mesures environ.

Estimation de β

Lorsque le processus d'arrivée suit une loi de Poisson, sa moyenne et sa variance sont égales, aux erreurs d'échantillonnage près : on a donc E[K] = Var(K) = λ. Cette égalité peut être testée sur un échantillon, en employant un test du χ^2, (Cunnane, 1979). Dans certains cas, cependant, la variance de ce processus est supérieure à sa moyenne et certains auteurs (Ben-Zvi, 1991 ; Cunnane, 1979) suggèrent alors d'employer une loi binômiale négative.

On se limite ici à l'étude du rapport β = variance/moyenne, qui figure dans l'expression approchée de l'intervalle de confiance des quantiles (voir expression ? ci-après).

Les rapports β (= variance/moyenne) du nombre annuel de dépassements ont été reportés sur le graphique pour chaque pas de temps : ils fluctue entre 1.2 et 1.7 environ avec un maximum pour 30 minutes à 1.7.

Le test du $\chi 2$ est rejeté sur certains postes. On ne peut l'appliquer sur les échantillons régionaux en raison de la dépendance existant entre les séries locales. Cependant, nous l'avons tout de même fait en considérant que les tailles des échantillons régionaux sont celles que l'on a estimées précédemment (voir tableau XVI). Dans ces conditions (peu rigoureuses), l'hypothèse selon laquelle le rapport β n'est pas significativement différent de 1 est acceptée au seuil de rejet de 10% pour les pas de temps de 5 minutes, 1, 2 et 4 heures. Elle est rejetée pour 10, 15 et 30 minutes. Elle est cependant acceptée au seuil de rejet de 5% pour 10 et 15 minutes.

Une analyse détaillée des nombres annuels de dépassements montre que sur notre échantillon, les écarts à l'unité du rapport β (= variance/moyenne), sont essentiellement dus aux deux années 1982 et 1983, qui se sont avérées très riches en événements orageux sur certains postes (voir tableau XV). Ces deux années en effet présentent des nombres d'observations élevés, ce qui induit une variance importante du processus observé.

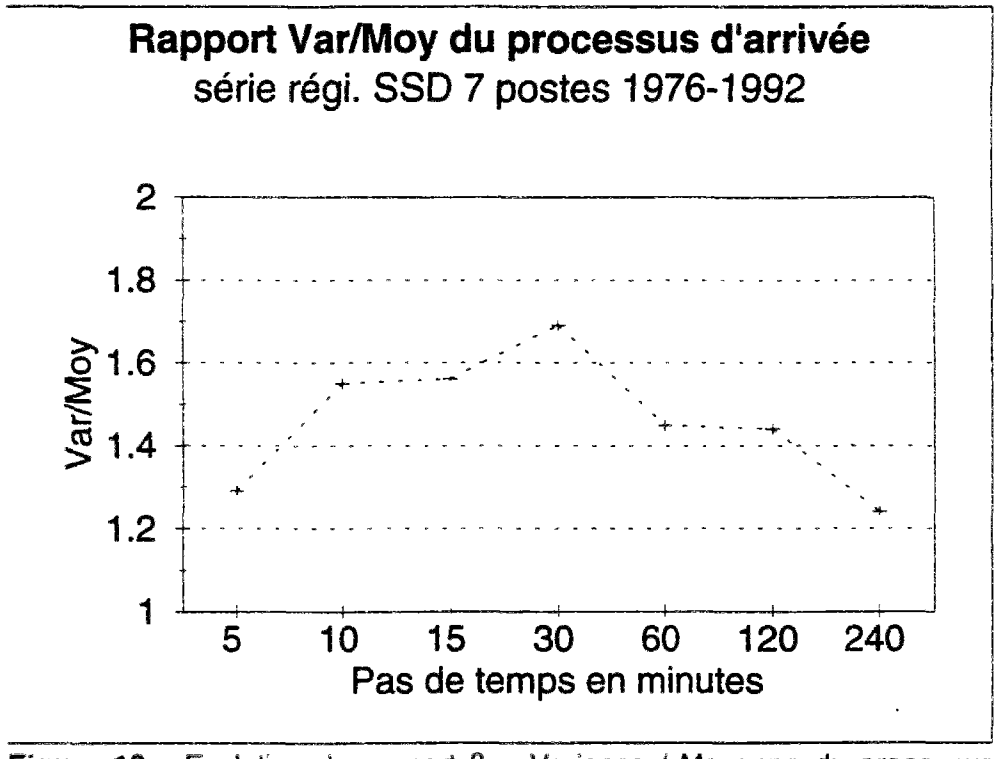


Figure 10 : Evolution du rapport β = Variance / Moyenne du processus d'arrivée. Seuil de période de retour 1.5 an. Série régionale de Seine-Saint-Denis : 7 postes 1976-1992.

En conclusion, il semble que le processus d'arrivée ne suive pas une loi de Poisson, notamment aux pas de temps de 10 à 30 minutes, l'effet étant moins marqué aux autres pas de temps. Ceci ne porte pas à conséquence pour l'estimation des quantiles d'intensité moyennes maximales, mais tend à accroître leur variabilité d'échantillonnage par rapport au cas où ils surviennent selon une loi de Poisson.

Intervalle de confiance des quantiles estimés d'après les échantillons régionaux

En intégrant les divers effets décrits ci-dessus, les effets liés à la dépendance entre mesures, respectivement pour l'estimation du gradex, puis pour celle de la variance du nombre de dépassements, et enfin, le fait que le processus d'arrivée ne suit pas tout à fait une loi de Poisson, on aboutit à :

$$Var(X(T)) \approx \frac{\sigma^2}{N'_X} \cdot [\ \beta.M'_K + (Ln(\lambda T))^2] \qquad \textbf{(80)}$$

avec :

- σ, l'écart-type des excédents (égal au gradex dans le cas de la loi exponentielle) ;
- N'_X, le nombre équivalent de réalisations indépendantes, pour l'estimation régionale du gradex ;
- β, le rapport variance/moyenne du processus d'arrivée (β=1 dans le cas d'une loi de poisson mais on peut accepter des valeurs légèrement différentes si le

processus n'est pas purement poissonnien) ;
- M'_K, le nombre équivalent de postes indépendants pour l'estimation régionale du nombre de réalisations.
- λ, le nombre annuel moyen de dépassements ;
- T, la période de retour en années.

Tableau XVII : Quantiles en mm/h estimés par ajustement d'une loi exponentielle sur les séries régionales d'intensités maximales de Seine-Saint-Denis - 7 postes 1976-1992. Intervalles de confiance (90%) exprimés en % de l'estimation.

Pér.de retour	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
50 ans	156.3 ±12%	126.5 ±13%	107.8 ±14%	73.2 ±17%	42.1 ±14%	23.7 ±14%	14.2 ±14%
20 ans	135.8 ±11%	107.8 ±13%	91.0 ±14%	61.0 ±17%	35.5 ±13%	20.3 ±13%	12.1 ±13%
10 ans	120.3 ± 10%	93.8 ±12%	78.3 ±13%	51.8 ±16%	30.5 ±12%	17.7 ±12%	10.5 ±12%
5 ans	104.9 ± 10%	79.7 ± 12%	65.6 ±13%	42.6 ±16%	25.5 ±12%	15.0 ± 11%	8.9 ± 12%
2 ans	84.4 ± 10%	61.0 ± 13%	48.9 ±15%	30.4 ±19%	18.9 ±13 %	11.6 ± 12%	6.9 ± 12%

Les intervalles de confiance obtenus avec la méthode régionale sont réduits dans une proportion de 1.5 à 2 environ par rapport à ceux que procurent les estimations locales. Il en résulte que les estimations régionales ont permis dans notre cas d'extraire une information équivalente à celle que procurerait environ 40 à 80 ans de mesures en un poste. Le gain d'information est d'autant plus important que la période de retour T est élevée, car dans l'expression 80 l'effet du terme $\beta.M'_K$ tends à se réduire par rapport au terme $(Ln(\lambda T))^2$, lorsque T augmente : 30-50 ans pour la période de retour de 2 ans, 50-70 ans pour la période de retour décennale. Elle est d'autant plus faible que le pas de temps est élevé car l'influence de l'autocorrélation entre les mesures concomitantes devient plus forte.

I.1.2.4 Intervalles de confiance et validation de l'hypothèse d'homogénéité régionale

Les résultats d'ajustement de la loi exponentielle au dessus de seuils de périodes de retour 1.5 an permettent d'estimer les nombres d'années d'observation requis pour obtenir des estimations de quantiles avec diverses précisions.

On admet l'hypothèse que le processus concerné est stationnaire dans le temps et on considère les intervalles de confiance avec un seuil de rejet de première espèce fixé à 10%. Pour la période de retour décennale, le nombre d'années requis pour que cet intervalle soit limité à ± 30% des estimations varie de 7 à 17 ans selon le pas de temps. Pour être limité à ± 20%, il varie de 15 à 38 ans et pour atteindre une fourchette de ± 10%, il varie de 60 à 150 ans. Compte-tenu des valeurs respectives du seuil et du gradex, de même que des

valeurs prises par β (voir Eq. 80), les durées de mesures nécesssaires les plus longues concernent les pas de temps de 10 à 60 minutes, avec un maximum pour 30 minutes.

Pour vérifier a posteriori la validité de l'hypothèse d'homogénéité régionale, on cherche à savoir si chacune des séries locales peut résulter d'un tirage aléatoire dans la loi régionale. Si c'est le cas, les estimations obtenues localement ne devraient pas s'écarter significativement des estimations régionales aux fluctuations d'échantillonnage près. Celles-ci sont estimées à l'aide de l'expression 80 en adoptant comme taille d'échantillon, la taille des échantillons locaux.

Les simulations ainsi réalisées permettent d'aboutir aux mêmes conclusions qu'au § III.1.1.2. Toutes les séries locales peuvent résulter d'un tirage aléatoire dans la loi de distribution régionale, sauf sur le poste de Bagnolet (poste 4), avec un seuil de rejet de 10%, et pour les pas de temps de 15, 30 et 60 minutes.

Il est bien entendu que les résultats de cette approche, de même que celle qui a consisté au § III.1.1.2 à comparer deux à deux les échantillons locaux, ne sont pas d'une grande rigueur. En effet, ce type de test ne prend pas en compte le problème de la dépendance entre les mesures. Pour pouvoir intégrer cet effet dans les comparaisons, il serait nécessaire d'utiliser un processus multiple, donnant respectivement, pour chaque événement, le nombre de postes touchés et la valeur des observations en chacun de ces postes, en tenant compte de leur autocorrélation.

III.1.3 Analyse des intensités maximales épicentrées

Les séries régionales d'observations sont constituées de séries d'événements au cours desquels, un ou plusieurs postes peuvent être touchés par la pluie, ou présenter un dépassement de seuil. La série composée de l'observation maximale de chaque événement est appelée la série des intensités maximales épicentrées, par référence à l'épicentre d'un champ de pluie. Celui-ci représente le lieu où l'on observe la plus forte valeur ponctuelle dans le champ de pluie.

Par rapport à la série régionale d'observations ponctuelles, la série épicentrée présente l'avantage de ne comporter que des réalisations indépendantes (1 observation par événement : la plus forte observée sur le réseau de pluviomètres).

Première application : Fréquence des pluies ponctuelles sur une surface

L'étude de cette série permet d'approcher par défaut la fréquence d'observation d'une pluie ponctuelle sur une surface. Cette pluie peut se produire en tout point et n'affecte pas nécessairement l'un des pluviomètres du réseau. Le nombre de réalisations dépend donc de la densité de ce dernier et est biaisée par défaut, car plus il est dense, plus la probabilité d'observer une pluie ponctuelle d'importance donnée est grande.

Seconde application : Estimation des statistiques ponctuelles

Sur un graphique représentant l'intensité en fonction de la période de retour, la courbe des observations épicentrées se trouve au dessus de celle des observations ponctuelles. Il existe un décalage en fréquence entre les deux courbes car pour une même intensité, la fréquence de dépassement est plus grande si l'on considère un ensemble de postes, que si l'on se limite à un seul poste (Voir figure 11).

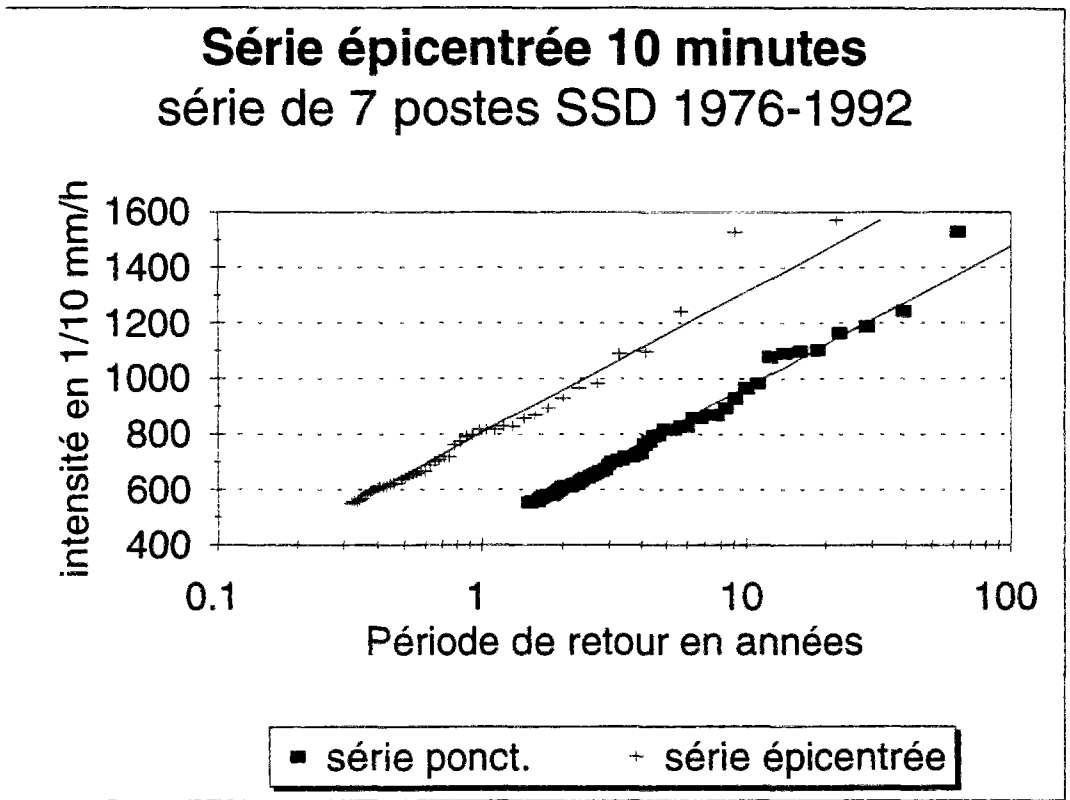


Figure 11 : Série épicentrée (+modèle) et série régionale des maxima ponctuels. 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992. Le seuil choisi présente une période de retour ponctuelle de 1.5 an.

Plaçons nous au dessus d'un seuil au delà duquel les observations sont distribuées selon une loi exponentielle. Nous retiendrons pour chaque pas de temps, un seuil de période de retour ponctuelle de 1,5 an.

Si le rapport du nombre d'observations épicentrées N_{ep} au nombre local d'observations N est indépendant de la période de retour, les deux courbes sont parallèles et le décalage peut être exprimé par :

$$X_{ep}(T) - X(T) = s \cdot Ln(\frac{N_{ep}}{N}) \qquad (81)$$

avec :

- X_{ep}, le quantile de la série épicentrée ;
- X, le quantile ponctuel ;
- T, la période de retour du quantile ;
- s, le gradex de la loi exponentielle des observations ponctuelles ;
- N_{ep}, le nombre d'observations supérieures au seuil dans la série épicentrée ;
- N, le nombre d'observations supérieures au seuil dans la série ponctuelle.

Les écart-types des deux distributions sont égaux, mais leur moyennes présentent un écart de $s \cdot Ln(N_{ep}/N)$.

On montre dans les mêmes conditions que :

$$T(x) = T_{ep}(x) \cdot \frac{N_{ep}}{N} \qquad (82)$$

avec :

- x, une observation supérieure au seuil ;
- T_{ep} et T, les périodes de retour respectives de l'observation x dans la série épicentrée et dans la série ponctuelle.

On notera que le rapport (Nep / N) est égal au rapport (M / TxP), du nombre de postes M et du taux moyen de postes touchés (au dessus du seuil) par événement, TxP.

L'analyse des séries épicentrées montre que TxP augmente légèrement avec la période de retour de l'observation épicentrée (voir tableau XVIII). Il en découle que pour les seuils de périodes de retour 1.5 an, au delà desquelles les distributions exponentielles sont acceptées, les gradex des séries épicentrées sont supérieurs ou égaux à ceux des séries ponctuelles. Ils sont quasiment égaux (rapport de 1 à 1.1) pour les pas de temps de 5 à 30 minutes et supérieurs de 10 à 20% pour les pas de temps de 1 à 4 heures (rapports de 1.1 à 1.2) (voir tableau XIX).

En conséquence, l'estimation de périodes de retour ponctuelles à partir des séries épicentrées consiste approximativement en un simple décalage de fréquence utilisant l'expression 82 ci-dessus. En réalité, comme le rapport Nep/N semble dépendre de T, cette expression donne des estimations légèrement biaisées par excès, ce qui pour des applications opérationnelles va dans le sens de la sécurité.

Tableau XVIII : Nombre moyen de postes par événement (TxP) dépassant un seuil (T>1.5 an), en fonction de la période de retour de l'observation épicentrée (T épicentre). Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

T épicentre	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
1.5 an	1.51	1.52	1.54	1.58	1.78	2.03	2.11
2 ans	1.70	1.63	1.66	1.70	1.97	2.29	2.52
5 ans	2.06	2.12	2.07	2.27	2.57	2.73	3.19
10 ans	2.00	2.43	2.33	2.33	3.00	2.91	3.50

Tableau XIX : Gradex des séries ponctuelles et des séries épicentrées. Seuil de période de retour 1.5 an. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
Seuil mm/h	79.2	55.2	44.0	26.8	17.1	10.6	6.2
S épic. mm/h	22.2	21.6	19.0	13.4	7.84	4.51	2.39
S ponct. mm/h	21.4	20.0	18.2	13.3	7.01	3.72	2.16
rapport	1.03	1.08	1.04	1.01	1.12	1.21	1.11

Une application pratique de cette étude concerne le nombre d'occurrences d'un événement ponctuel de période de retour donnée à l'échelle du département. Plus le réseau de mesures est dense, plus la probabilité d'observer ponctuellement un dépassement de seuil augmente.

Pour des pas de temps de temps de 5 à 60 minutes, avec un réseau de sept postes, on observe une pluie décennale environ une fois tous les 2 ans à 2,5 ans. On passe à une fois tous les 1,5 an environ avec un réseau de 21 postes. Au pas de temps de 4 heures, la pluie décennale ponctuelle est observée une fois tous les 4 ans environ avec sept postes et une fois tous les 3,5 ans avec 21 postes.

III.1.4 Transfert entre les échelles de temps

Lors des étapes précédentes, les statistiques d'intensités maximales ont été analysées distinctement pour chaque pas de temps. Une manière de synthétiser les résultats consiste à rechercher des relations entre les observations issues de chacune de ces analyses. De telles relations permettent d'une part de structurer les informations acquises et d'autre part d'estimer des caractéristiques relatives à des pas de temps qui n'ont pas été observés (par interpolation).

Notre propos comporte deux parties :

- la comparaison des lois de distribution aux divers pas de temps ;
- les relations entre ces lois.

III.1.4.1 Comparaison des distributions aux divers pas de temps

Pour chaque pas de temps, les séries régionales d'intensités maximales ont été divisées par leurs valeurs moyennes. Les séries adimensionnelles ainsi constituées ont pour moyenne 1 et pour écart-type le coefficient de variation de la série des observations d'origine.

On constate expérimentalement que ces séries sont quasiment identiques pour les pas de temps de 10 minutes à 60 minutes et qu'elles demeurent proches pour les pas de temps de 2 et 4 heures. L'égalité des coefficients de variation (voir figure 12) implique l'égalité des écart-types des distributions d'observations rapportées à leurs moyennes respectives (voir figure 13). Dans le cas de distributions exponentielles, elle implique l'égalité des distributions.

Illustration :

Soit $X_1, X_2,...,X_N$, la série des intensités maximales supérieures à un certain seuil au pas de temps Δt donné. Cette série possède une moyenne $\overline{X}$ et un écart-type σ_X .

La série adimensionnelle est : $Y_1, Y_2,..., Y_N$ avec : $Y_i = X_i / \overline{X}$

Elle a pour moyenne : $\overline{Y} = 1$

et pour écart-type : $\sigma_Y = CV_X = \sigma_X / \overline{X}$ le coefficient de variation de la variable aléatoire X.

Si la loi de distribution de X est exponentielle, on peut écrire :

$$X(T) = X0 + s \, . \, Ln \, (\lambda . T) \qquad \textbf{(83)}$$

avec X0, le seuil de la distribution, s, le gradex (gradient de la loi exponentielle), λ, le nombre moyen annuel de dépassements du seuil et T, la période de retour en années.

Dans ces conditions, la loi de Y est :

$$Y(T) = \frac{X(T)}{\overline{X}} = (1 - CV_X) + CV_X \, . \, Ln \, (\lambda . T) \qquad \textbf{(84)}$$

car dans le cas d'une loi exponentielle, on peut écrire :

$$s = \sigma_X \quad d'où \quad s / \overline{X} = CV_X \quad et \quad \overline{X} = X0 + s \quad d'où \quad \frac{X0}{\overline{X}} = 1 - CV_X$$

Le loi de X peut donc aussi s'écrire :

$$X(T) = \overline{X} \, . \, [\, (1 - CV_X) + CV_X \, . \, Ln(\lambda . T) \,] \qquad \textbf{(85)}$$

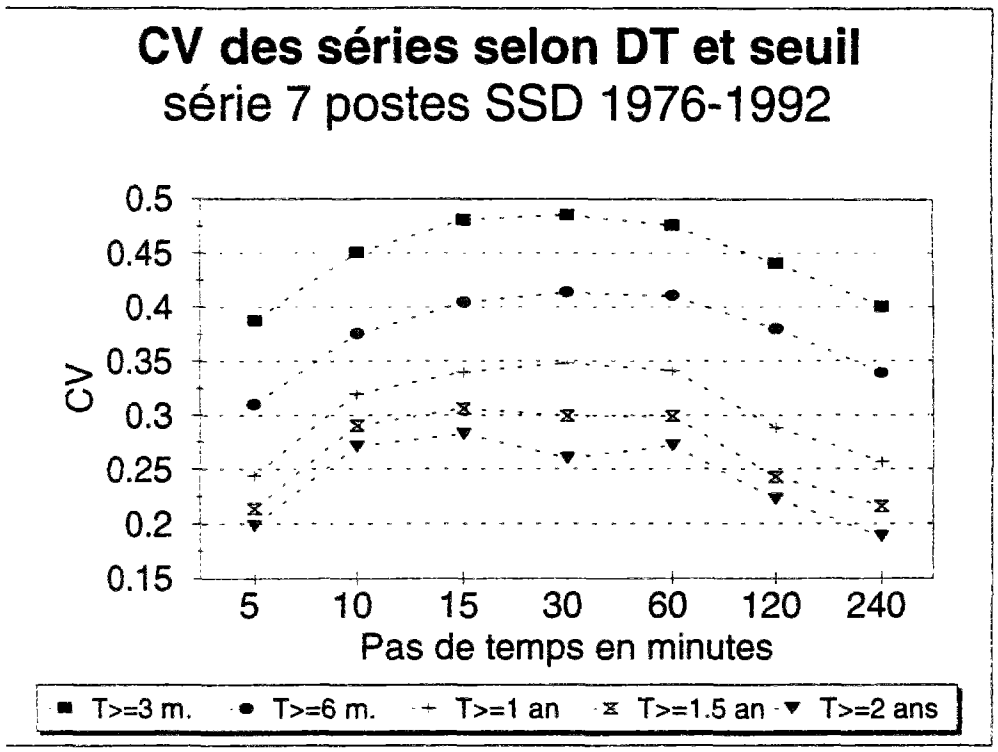


Figure 12 : Evolution des coefficients de variation des séries d'intensités maximales supérieures à des seuils de différentes périodes de retour.

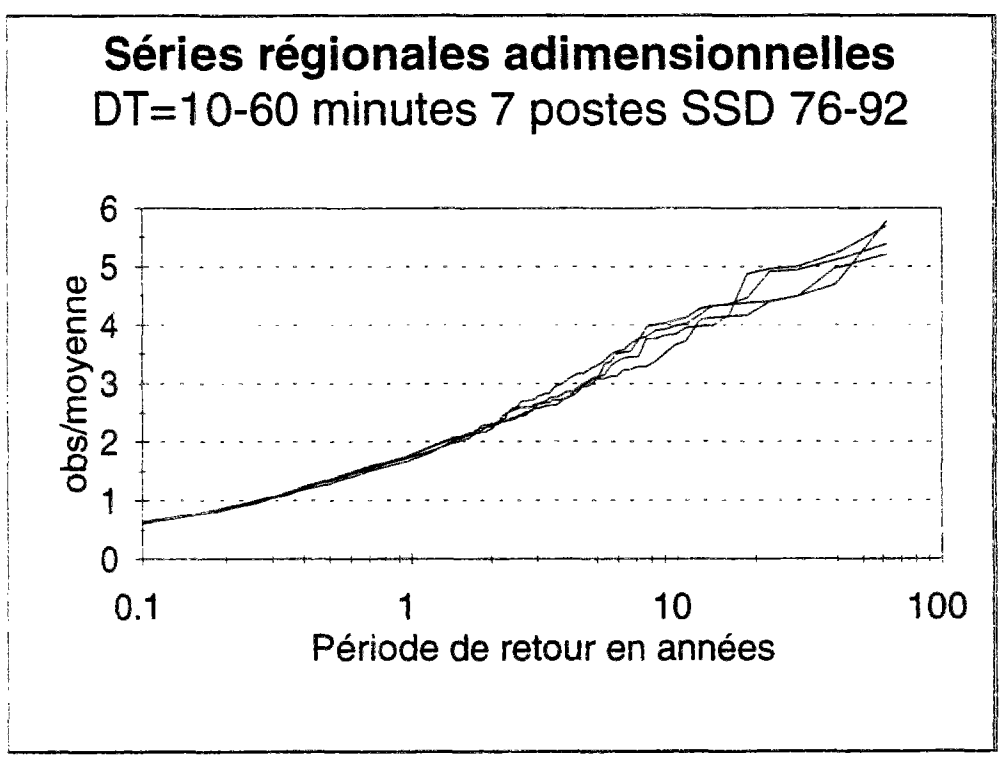


Figure 13 : Séries adimensionnelles d'intensités maximales moyennes pour les pas de temps de temps de 10 à 60 minutes.

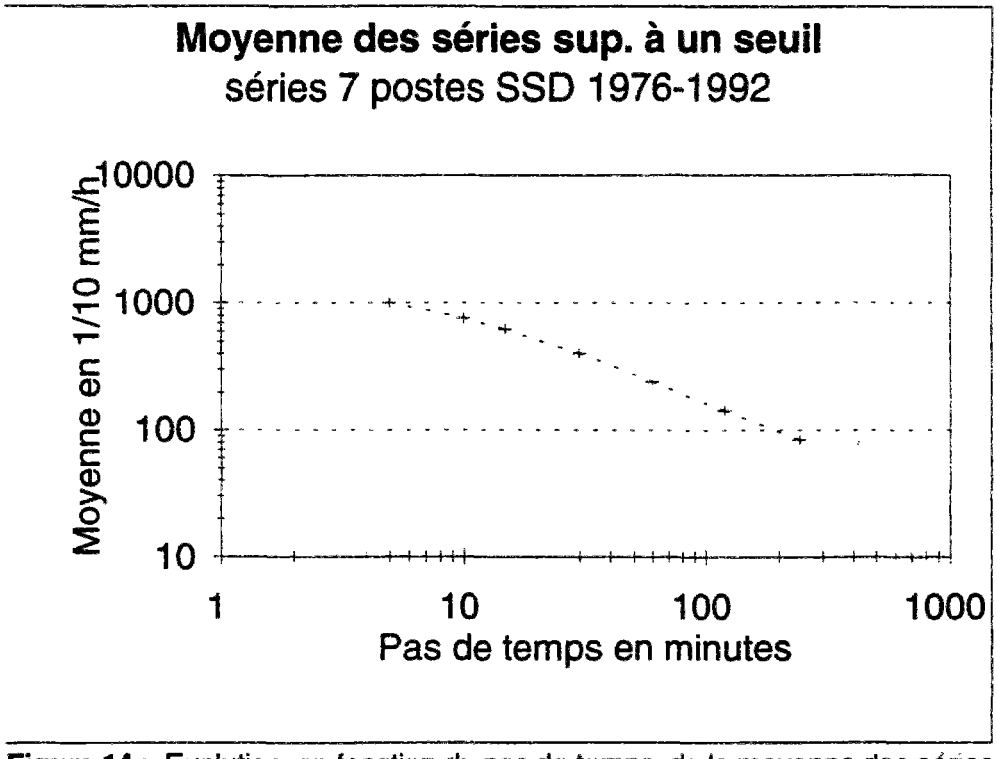


Figure 14 : Evolution, en fonction du pas de temps, de la moyenne des séries d'intensités moyennes maximales supérieures à un seuil de période de retour 1.5 an.

Si des séries à différents pas de temps présentent un même coefficient de variation, au delà d'un seuil de même période de retour, et qu'elles sont distribuées exponentiellement, les relations entre quantiles se limitent aux rapports des moyennes.

L'égalité des coefficients de variation des séries aux pas de temps inférieurs ou égaux à 1 heure montre que celles-ci sont homogènes à l'ordre 2. On ne commet qu'une erreur négligeable en étendant cette hypothèse à la gamme de pas de temps de 10 minutes à 4 heures. Les coefficients de variation bien que tendant à diminuer pour 2 et 4 heures n'ont qu'un effet limité sur les estimations de quantiles : le modèle adimensionnel est robuste par rapport à de légères variations de CV_x.

Nous allons voir maintenant comment relier entre elles ces distributions.

III.1.4.2 Relation entre distributions aux divers pas de temps

On distingue ci-après des relations pour les intensités de période de retour supérieures à 1.5 an et des relations pour les périodes de retour fréquentes (quelques semaines à 1 an).

Dans le premier cas, l'homogénéité d'ordre 2 des distributions et leur caractère exponentiel permet de se limiter à une relation sur les moyennes, celles sur les quantiles en découlant grâce à l'expression 85. On propose tout de même des expressions ajustées pour diverses valeurs de période de retour afin d'évaluer les performances du modèle.

Dans le second cas, on donne directement de ajustements pour les différentes périodes de retour.

Périodes de retour supérieures à 1.5 an

Le facteur d'échelle associé à chaque série, en fait la moyenne de la série, dépend du pas de temps et peut être représenté de manière synthétique à l'aide d'une expression mathématique telle que la loi de Montana ou la loi de Talbot. Sur une représentation graphique de type log-log, on s'aperçoit qu'il n'est pas possible d'adopter une loi de Montana pour l'ensemble de la gamme des pas de temps, de 5 minutes à 4 heures ; par contre cette loi convient bien si l'on se restreint aux pas de temps supérieurs à 30 minutes car à partir de ce pas de temps, les moyennes des séries présentent un très bon alignement. L'adoption de cette expression permet des estimations avec moins de 2% d'erreur relative pour cette gamme de pas de temps.

Concernant les pas de temps inférieurs à 30 minutes, on peut toujour ajuster une loi de Montana, cependant, le comportement des observations s'y prête mal du fait d'un mauvais alignement sur une représentation log-log ; les erreurs de calage sont importantes. L'adoption d'une loi de Talbot permet par contre un bon ajustement et les erreurs qui en découlent sont inférieures à 2 %.

Les séries de mesures d'intensités de Seine-Saint-Denis ne permettent pas de valider le choix d'une loi de Montana pour représenter les courbes IDF pour des pas de temps inférieurs à 30 minutes. On ne peut donc pas à l'aide d'une seule expression empirique de ce type effectuer de transfert d'échelle sur les quantiles entre quelques minutes et quelques heures. Deux expressions au moins sont nécessaires.

Tableau XX : Ajustement du facteur d'échelle (la moyenne) des séries régionales d'excédents supérieurs à un seuil de 1.5 an de période de retour. (Séries régionales de 7 postes X 17 ans)

Facteur échelle	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
Obs	98.1	73.6	60.1	38.0	22.9	12.8	7.4
Talbot	97.5	74.3	60.0	38.0	22.0	-	-
Montana	-	-	66.9	38.7	22.4	12.9	7.5

Dans le domaine où cette expression est adaptée ($\Delta t >= 30$ minutes), le coefficient b(T) peut être considéré comme constant pour des périodes de retour comprises entre 1.5 an et 50 ans. On rejoint là une hypothèse implicitement réalisée par Bedel et Colin, 1980,dans leur modèle de courbes IDF pour des pas de temps supérieurs à 1 heure : b(T) constant. Dans l'Instruction Technique de 1977, b(T) fluctue d'une période de retour à l'autre.

En retenant un b(T) variable selon la période de retour, on obtient des erreurs d'ajustement de ± 1.5%. En effectuant l'hypothèse que b(T) est constant entre T=1.5 an et 20 ans, cette erreur passe à ± 4.0%, ce qui est acceptable, compte-tenu de l'importance du gain sur la simplicité du modèle.

Pour des périodes de retour supérieures à 1.5 an et des pas de temps supérieurs à 30 minutes, un ajustement de Montana donne les résultats suivants, avec moins de ± 4% d'erreur :

$$Imax(\Delta t,T) = (299.1 + 146.4 \cdot Ln(T)) \cdot \Delta t^{-0.745} \qquad \textbf{(86)}$$

avec :

- Δt, le pas de temps en minutes ;
- T, la période de retour en années ;
- Imax(Δt,T), l'intensité moyenne maximale en Δt minutes de période de retour T, exprimée en mm/h.

Pour plus de précision (± 1.5 %), on peut utiliser les ajustements réalisés pour chaque période de retour (voir tableau XXI).

Tableau XXI : Paramètres de l'expression de Montana, ajustée pour des pas de temps de 30 minutes à 4 heures. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Paramètres Montana	Période de retour en années				
	2	5	10	20	50
a(T)	346.2	556.0	709.0	865.6	1078
b(T)	-0.712	-0.754	-0.769	-0.781	-0.793

Pour les pas de temps de 5 minutes à 30 minutes, et pour des périodes de retour supérieures à 1.5 an, un ajustement de l'expression de Talbot donne les résultats suivant avec ± 7.5 % d'erreur :

$$Imax(\Delta t,T) = \frac{986 + 483 \cdot Ln(T)}{\Delta t + 11.8} \qquad \textbf{(87)}$$

avec :

- Δt, le pas de temps en minutes ;
- T, la période de retour en années ;
- Imax(Δt,T), l'intensité moyenne maximale en Δt minutes de période de retour T, exprimée en mm/h.

Pour plus de précision (± 1.5 %), le tableau XXII suivant donne les résultats pour chaque période de retour.

Tableau XXII : Paramètres de l'expression de Talbot ajustée pour des pas de temps de 5 à 30 minutes. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Paramètres Talbot	Période de retour en années				
	2	5	10	20	50
a(T)	1195	1804	2285	2780	3451
b(T)	9.37	12.4	14.2	15.6	17.1

Périodes de retour inférieures ou égales à 1 an

Pour les pluies fréquentes (T<= 1 an), on obtient de bons ajustements de la loi de Montana sur une gamme de pas de temps plus large que pour les pluies fortes. En effet, sur la gamme de pas de temps 10 minutes - 4 heures, et pour les périodes de retour de 1mois à 1 an, on obtient des erreurs inférieures à ± 4%. Celles-ci passent à ± 2% si l'on se restreint à l'intervalle 30 minutes-4 heures.

Tableau XXIII : Coefficients de la loi de Montana pour les pluies fréquentes. On distingue deux plages d'ajustement : 10 minutes - 4 heures (±4% d'erreur pour T>=1 mois) et 30 minutes-4 heures (± 2% d'erreur pour T>=1 mois).

Période de retour T	Loi de Montana 10mn-4hrs		Loi de Montana 30mn-4hrs	
	a(T)	b(T)	a(T)	b(T)
1 semaine	16,8	-0,52	22,0	-0,58
2 semaines	34,7	-0,58	40,4	-0,61
1 mois	59,3	-0,61	62,3	-0,62
2 mois	91,1	-0,64	86,7	-0,63
3 mois	119,6	-0,66	115,2	-0,65
4 mois	141,4	-0,67	154,8	-0,69
6 mois	183,8	-0,70	207,3	-0,69
1 an	238,4	-0,69	261,1	-0,72

Comme on peut le remarquer dans ce tableau, le coefficient b(T) décroît avec la période de retour.

III.1.5 Conclusions

L'analyse des intensités moyennes maximales poste par poste conduit à des résultats soumis à de fortes fluctuations d'échantillonnage. De l'ordre de ± 20-25%, pour des périodes de retour supérieures à quelques mois. Les fluctuations constatées d'un poste à l'autre sont d'ailleurs du même ordre de grandeur.

L'analyse régionale détaillée des intensités maximales par événement sur le réseau de Seine-Saint-Denis conduit aux conclusions suivantes :

- le nombre annuel d'occurences d'intensités supérieures à un seuil, est bien représenté par une loi de Poisson pour les pas de temps de 5 minutes, 2 et 4 heures. Il l'est beaucoup moins bien pour 15, 30 et 60 minutes, pas de temps pour lesquels, avec des seuils faibles, apparaissent des années exceptionnellement fournies, 1982 et 1983. Si l'on retient un seuil correspondant à une période de retour de 2 ans, la loi de Poisson est acceptée pour tous les pas de temps ;

- les distributions d'intensités supérieures à un seuil, même très faible (T=2 semaines) peuvent être représentées par des lois de type Weibull ou Pareto, loi de la famille exponentielle avec 3 paramètres, avec cependant quelques difficultés à représenter à la fois les observations fréquentes et les observations les plus fortes. On constate cependant qu'au delà d'un seuil de période de retour 1.5 an, les intensités sont distribuées selon une loi exponentielle simple ;

- le mélange de deux lois simples, deux lois exponentielles par exemple, permet de représenter de façon très satisfaisante l'ensemble du domaine de fréquence, des pluies courantes aux pluies rares. Dans les deux cas, les observations rares sont représentées par une loi exponentielle, et les observations fréquentes par une loi propre, très proche du reste, des distributions observées en hiver (voir chapitre suivant) ;

- les lois de distribution des intensités maximales épicentrées possèdent les mêmes formes que celles des intensités ponctuelles. La relation entre ces deux distributions serait simple si le nombre moyen de postes touchés (au dessus d'un seuil) était indépendant de la période de retour de l'observation épicentrée. Ce n'est pas le cas, ce qui empêche l'estimation simple des quantiles ponctuels d'après ceux des quantiles ponctuels épicentrés ;

- les séries d'intensités moyennes maximales entre les pas de temps de 10 et 60 minutes sont homogènes d'ordre 2, c'est-à-dire, qu'elles possèdent une même loi de distribution à un facteur d'échelle près, leurs moyennes respectives. Cette hypothèse peut être maintenue en admettant un légère erreur pour les pas de temps de 2 et 4 heures. Dans ces conditions, pour des périodes de retour supérieures à 1.5 an (comportement exponentiel), les rapports entre quantiles de divers pas de temps sont égaux aux rapports entre les moyennes. Ceux-ci peuvent être estimés à l'aide d'une formule de Talbot entre 5 et 30 minutes, et d'une formule de Montana entre 30 minutes et 4 heures. Pour des périodes de retour inférieures ou égales à 1 an, on donne des ajustements séparés pour chaque valeur de fréquence, car les lois distributions des intensités moyennes maximales ne permettent pas une relation aussi simple entre rapports de moyennes et rapports de quantiles. En effet, la loi à considérer n'est plus une loi exponentielle simple, mais éventuellement une loi à trois paramètres, ou bien, un mélange de deux lois ;

- pour être plus précis, l'hypothèse d'homogénéité à l'ordre 2 n'est pas exacte mais approchée : il en résulte des erreurs d'estimation sur les quantiles de l'ordre de ± 4% par rapport à ceux que l'on obtient séparément pour chaque pas de temps. Ceci, pour des périodes de retour de quelques années à quelques dizaines d'années.

III.2 Fluctuations dans le temps et par type de temps

Nous avons présenté au chapitre précédent des statistiques d'intensités maximales sans nous préoccuper des moments où elles surviennent, ni des types de situation météorologique qui en sont à l'origine. Pour des raisons liées au cycle saisonnier, au cycle thermique journalier, éventuellement renforcé par des effets urbains, et peut être au cycle hebdomadaire des activités humaines, la fréquence et l'importance des précipitations fluctuent au cours du temps. La description de ces phénomènes permettra d'améliorer la définition des modèles chronologiques de précipitations. D'un point de vue opérationnel, elle aidera le gestionnaire à planifier les travaux d'entretien du système d'assainissement et à organiser les équipes d'astreinte en période de risque (la saison estivale en Région parisienne, en raison du risque d'inondation pluviale).

Le cycle saisonnier des précipitations est connu depuis longtemps, nous le préciserons en ce qui concerne les faibles pas de temps. Certains auteurs ont parlé d'un cycle hebdomadaire, qui pourrait provenir du cycle des activités humaines (consommation d'énergie, production de poussières, accumulation d'énergie pendant la semaine,...) , nous verrons ce que l'on peut en dire d'après nos données. Nous terminerons par des observations relatives au cycle journalier des précipitations, puis à l'influence du type de situation météorologique.

III.2.1 Répartition par saison

L'analyse saisonnière est conduite en trois étapes :

- l'analyse mois par mois du nombre d'observations dépassant certains seuils et de la distribution de ces observations ;
- le choix d'un découpage saisonnier ;
- l'analyse des distributions d'intensités de chaque saison.

III.2.1.1 Observations générales

L'analyse du cycle saisonnier est menée tout d'abord d'après le nombre mensuel d'occurrences d'intensités supérieures à un seuil et ensuite, d'après la distribution des valeurs supérieures à ce seuil.

Nombre mensuel d'observations dépassant un seuil

Pour chaque pas de temps et pour chaque mois, on recherche le nombre d'occurrences supérieures à divers seuils donnés, de périodes de retour allant de quelques semaines à quelques années, puis on calcule le pourcentage qu'il représente par rapport au nombre annuel d'occurrences.

A titre d'illustration, les taux mensuels d'occurrences observés au pas de temps de 10 minutes et 4 heures, pour diverses fourchettes de périodes de retour, sont donnés sur les deux figures suivantes. Si pour des pluies très fréquentes, la distribution des observations est homogène au cours de l'année, très vite, au delà d'une période de retour de quelques mois,

les observations tendent à se concentrer au cours des mois de mai à septembre. Pour une période de retour T supérieure à un an, toutes les observations se sont produites au cours de ces mois. L'effet est d'autant pus marqué que le pas de temps est faible.

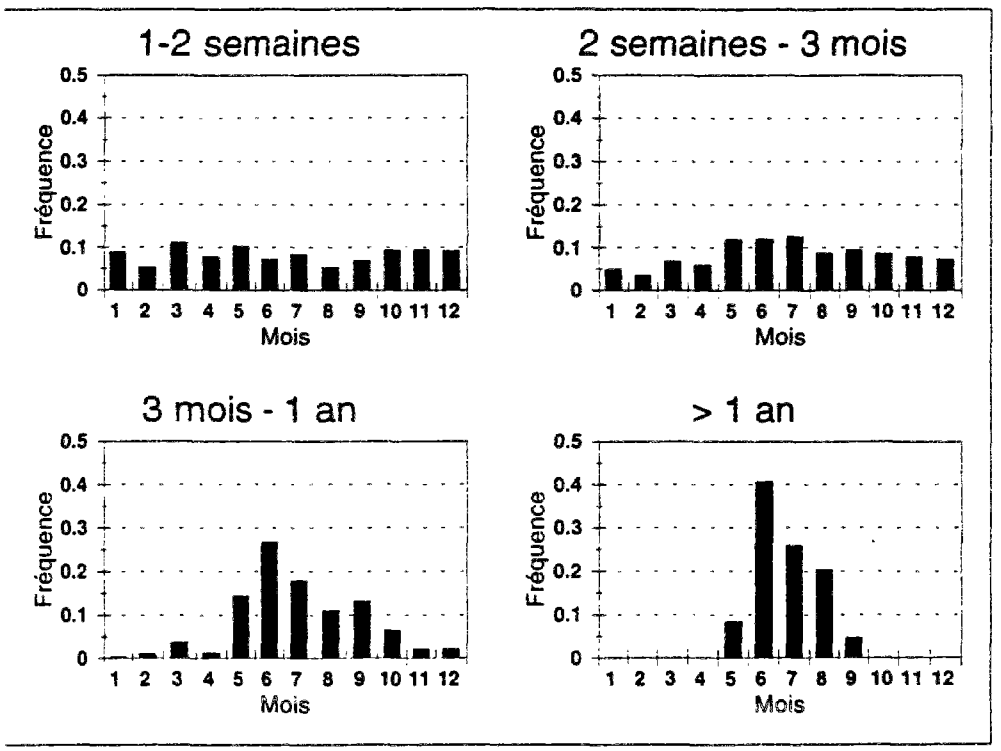


Figure 15 : Répartition mensuelle des nombres d'événements en fonction de la période de retour de leur intensité moyenne maximale en 10 minutes.

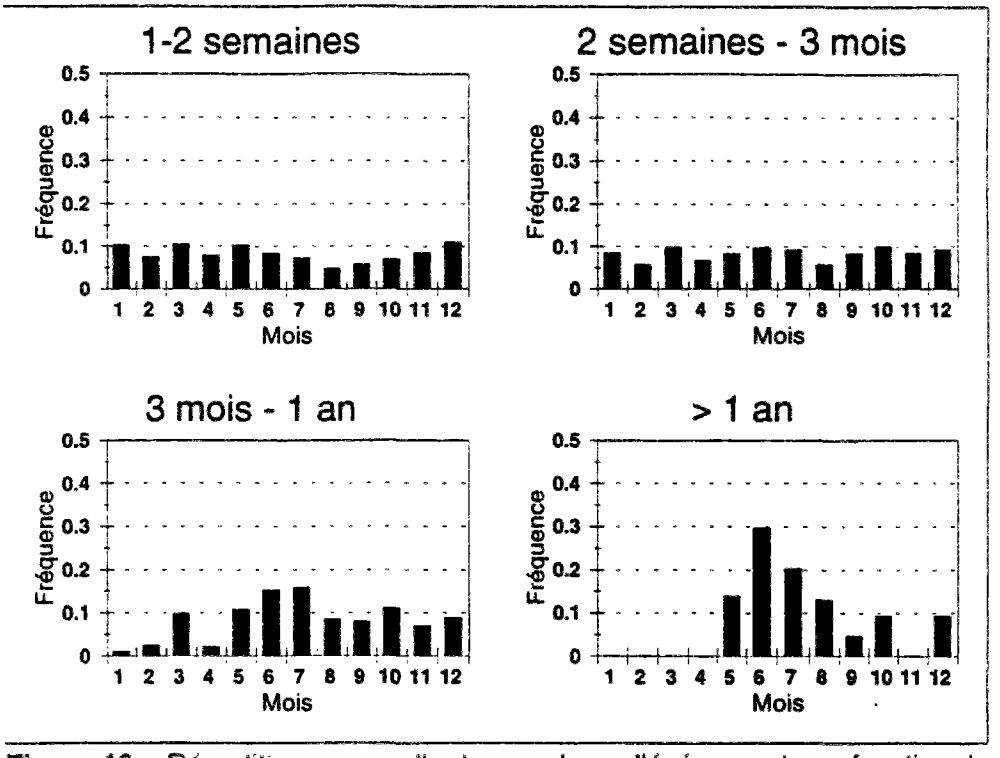


Figure 16 : Répartition mensuelle des nombres d'événements en fonction de la période de retour de leur intensité moyenne maximale en 4 heures.

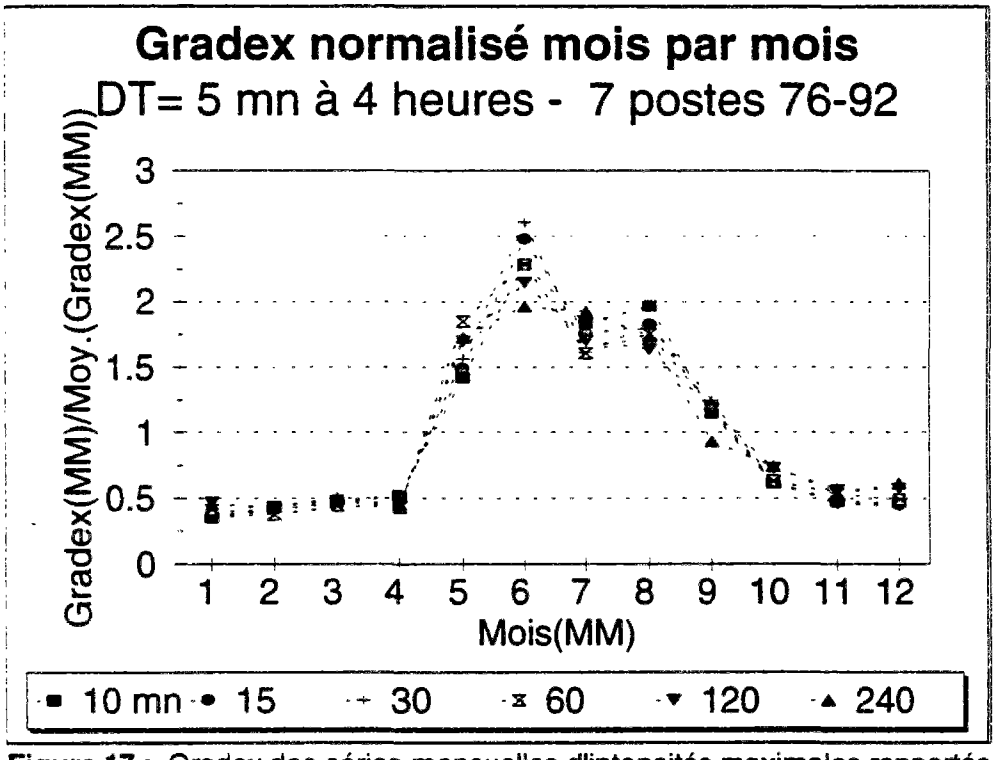


Figure 17 : Gradex des séries mensuelles d'intensités maximales rapportés pour chaque pas de temps à leur moyenne annuelle.

Lois de distribution des observations supérieures à un seuil

Pour chaque mois de l'année, on a représenté le gradex pour différents pas de temps de 5 mn à 4 heures. Afin de rendre les échelles compatibles entre les divers pas de temps, pour chacun d'eux, le gradex de chaque mois a été rapporté à la moyenne des gradex mensuels du pas de temps. On constate que le comportement des différentes courbes est tout à fait semblable, avec cependant, une apparence plus lisse des observations en 2 et 4 heures.

Deux saisons apparaissent très nettement, avec entre elles un rapport des gradex de l'ordre de 1 à 4. Les mois de novembre à avril constituent une saison hivernale relativement homogène. Les mois de juin, juillet et août constituent également une saison homogène. Les mois de mai, septembre et octobre sont des mois dont le comportement est intermédiaire entre les deux saisons. Mai et septembre étant plus proches de la saison estivale et octobre, de la saison hivernale.

Dans l'échantillon, aucun événement de période de retour supérieure à 2 ans (sur l'un au moins des pas de temps) n'est observé avant la mi-mai. Par contre, et sauf une seule exception dont nous reparlerons, de tels événements peuvent être rencontrés jusqu'à la fin du mois de septembre.

III.2.1.2 Mois de la saison hivernale

Les séries classées, mois par mois, présentent de bons alignements sur des graphiques semi-logarithmiques. Elles sont proches les unes des autres avec des écarts de l'ordre de ±20-30% autour d'une observation moyenne. Les mois de janvier et février représentent les mois hivernaux les plus faibles tandis que mars et octobre sont les plus forts.

Le mois de décembre montre cependant une particularité vers les extrêmes avec une cassure de pente pour les pas de temps de 1, 2 et 4 heures. En fait, un seul événement très rare et ayant touché tous les postes de l'échantillon est à l'origine de ce décrochement : la pluie du 5/12/1988. En retirant les réalisations relatives à cet événement, rare, on ne note plus de différence de comportement avec les autres mois. Cette pluie fut la conséquence d'un front ondulant axé Est-Ouest sur le Nord de la France au droit de la région parisienne. Elle s'est traduite par des précipitations continues et relativement uniformes pendant une douzaine d'heures, engendrant des cumuls de 35 à 45 mm. Les intensités les plus fortes n'ont pas dépassé une vingtaine de mm/h pendant 5 minutes, mais on a rencontré des valeurs de 10 à 15 mm/h en 1 heure, 8 à 12 mm/h en 2 heures, 6 à 10 mm/h en 4 heures, ce qui est très rare en hiver.

Si l'on admet que cet événement est issu d'un même processus que les autres, alors il est exceptionnellement rare. Les périodes de retour hivernales obtenues aux différents postes s'échelonnent entre 200 et 10000 ans si on les estime par extrapolation linéaire sur la courbe résultant des événements hivernaux ordinaires. La probabilité d'observer un événement d'une telle rareté au cours d'une période de 17 ans étant infime, il semble plus raisonnable d'admettre que celui-ci est issu d'un processus différent, dont on ne peut rien dire à défaut d'un échantillon plus large qui en présenterait plusieurs dizaines.

En résumé, hormis une exception dans l'échantillon, les sept mois hivernaux présentent un comportement que nous considérerons, en première approche, comme homogène par rapport aux intensités maximales d'événement. On les regroupe donc afin de constituer un échantillon saisonnier plus important et d'en extraire des courbes IDF hivernales plus robustes.

Si l'on considère la fréquence annuelle (sans référence aux saisons) des événements hivernaux, aucun d'eux ne présente de période de retour supérieure à 2 ans, hormis l'événement exceptionnel du 5 décembre 1988, pour les pas de temps de 2 heures (période de retour maximale de 5 ans) et de 4 heures (période de retour maximale de 10 ans). En excluant mars et octobre, on tombe à 1 an. En se concentrant sur janvier et février et sur des durées inférieures ou égales à 1 heure, la limite observée devient 6 mois.

Gradex des mois d'hiver

Sur une représentation graphique, les séries présentent une pente légèrement plus forte vers les grandes période de retour, que vers les fréquences courantes. L'ensemble du domaine de fréquence ne peut donc en toute rigueur être représenté par une loi exponentielle unique.

Le tableau suivant donne les gradex des séries d'intensités maximales d'événement estimés au dessus de 3 seuils.

Tableau XXIV : Gradex (en 1/10 mm/h) des mois d'hiver (novembre à avril) selon différents seuils.

T du seuil	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
1 sem.	75.8	48.7	37.3	23.0	14.7	9.6	7.1
1 mois	82.0	51.1	40.9	25.9	16.3	9.9	7.7
1.5 an	85.9	53.2	49.5	35.0	20.4	10.5	8.2

En se plaçant vers les fréquences rares, le comportement de la distribution est exponentiel. La différence entre les gradex aux deux extrémités du domaine de fréquence demeure faible. Le rapport maximum n'excède pas 1.5, contre 3 à 4 dans le cas de l'analyse à l'échelle de l'année. On peut donc conclure à une bien meilleure homogénéité des pluies restreintes aux mois d'hiver.

Quantiles des mois d'hiver

On a reporté dans le tableau suivant les intensités maximales correspondant à diverses périodes de retour pour les mois d'hiver : novembre à avril.

Remarque : La pluie de période de retour hivernale de 2 ans se rencontre en moyenne une fois tous les deux ans au cours de l'hiver. L'expression correspond à quelque chose que l'on conçoit simplement. Il n'en est pas de même si l'on parle d'événement survenant une ou plusieurs fois par hiver : par exemple 1 fois par hiver, soit en moyenne une fois tous les 6 mois en hiver. Suivant le système de référence dans lequel on se place, année ou saison, on affectera à cet événement la période de retour de 1 an ou de 6 mois. Pour plus de clarté nous avons laissé les observations sous forme de fréquence au sein de la saison : par exemple, 3 fois par saison, correspond sans ambiguïté à une période de retour de 2 mois au sein de cette saison (si elle en comporte 6).

Pour des pas de temps de 5 minutes à 4 heures et des périodes de retour supérieures à 1.5 an, un ajustement de la loi de Montana donne les résultats suivant :

$$Imax(\Delta t,\ T) = (73.4 + 21.8\ .\ Ln(T))\ .\ \Delta t^{-0.59} \qquad \textbf{(88)}$$

avec Imax(Δt,T), l'intensité sur Δt, de période de retour T, en mm/h, Δt, le pas de temps en minutes et T, la période de retour en années.

Contrairement au cas de l'échantillon des pluies sur toute l'année, la loi de Montana couvre correctement toute la gamme des pas de temps de 5 minutes à 4 heures. Rappelons que dans le cas précédent, on devait se restreindre aux durées supérieures à 30 minutes et que pour les durées inférieures, cette expression ne convenait pas.

Tableau XXV : Quantiles des mois d'hiver (novembre à avril) estimés par ajustement d'une loi exponentielle sur les séries régionales d'intensités maximales de Seine-Saint-Denis - 7 postes 1976-1992.

Per. de retour	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
50 ans	62.0	40.2	33.7	22.6	14.3	8.6	6.3
30 ans	57.6	37.4	31.1	20.8	13.2	8.0	5.9
20 ans	54.2	35.3	29.1	19.4	12.4	7.6	5.6
10 ans	48.2	31.6	25.7	17.0	11.0	6.9	5.0
5 ans	42.3	27.9	22.3	14.6	9.6	6.2	4.5
2 ans	34.4	23.0	17.7	11.4	7.7	5.2	3.7

Tableau XXVI : Quantiles en mm/h observés sur les séries régionales d'intensités maximales de Seine-Saint-Denis - 7 postes 1976-1995.

nb obs. /hiver	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
1 fois	28.8	19.2	15.2	9.6	6.4	4.5	3.2
2 fois	22.8	15.6	12.4	8.2	5.5	3.8	2.7
3 fois	20.4	13.8	10.8	7.2	5.0	3.4	2.3
6 fois	14.4	10.8	8.4	5.8	4.1	2.8	1.9
13 fois	8.4	6.6	5.6	4.2	2.9	2.1	1.4
26 fois	4.8	3.6	3.2	2.6	2.0	1.4	0.9

III.2.1.3 Mois de la saison estivale

Si des intensités tout aussi fortes sont susceptibles de se produire au cours des 5 mois de la saison estivale (mêmes gradex), leur fréquence y est très différente du fait de la variabilité importante du processus d'arrivée. Les mois de mai, d'août et de septembre sont moins riches en événements forts que les mois de juin et de juillet. Il semblerait en outre que le mois de juin soit plus favorable à des événements de période de retour supérieures à 2 ans que le mois de juillet, mais il pourrait s'agir simplement d'un problème de fluctuation d'échantillonnage. En effet, sur le poste de Paris-Montsouris et pour une autre période, on observe la disposition inverse.

Cela tient au fait qu'à Paris, les plus fortes pluies enregistrées se sont produites en juillet : 14 et 19 juillet 1955, 20 et 31 juillet 1972, 13 juillet 1977, tandis qu'en Seine-Saint-Denis, elles ont eu lieu en juin : 1 et 6 juin 1982, 24 et 26 juin 1983, 26 et 27 juin 1990. Les échantillons mensuels de fortes pluies sont pour le moment trop faibles pour permettre de les départager statistiquement.

Les événements de périodes de retour supérieures à 2 ans ne sont observés que de mai à septembre. On n'en a observé aucun au mois d'octobre, bien que celui-ci présente légèrement plus de risques que les mois hivernaux.

Les fluctuations mensuelles des intensités de périodes de retour données résultent d'une part de la fréquence d'apparition des événements et d'autre part de la distribution des intensités observées. L'observation des données montre que les fluctuations mensuelles sont nettement plus importantes sur la fréquence d'apparition que sur la loi gouvernant l'amplitude des intensités supérieures à un seuil. Pour simplifier, pour un seuil donné, quel que soit le mois d'été que l'on sélectionne, la distribution statistique des valeurs supérieures à ce seuil varie moins que la probabilité d'en observer une. Ainsi les fortes pluies peuvent survenir indistinctement entre mai et septembre, mais il en survient 2 fois plus en juin et en juillet qu'au cours de ces autres mois.

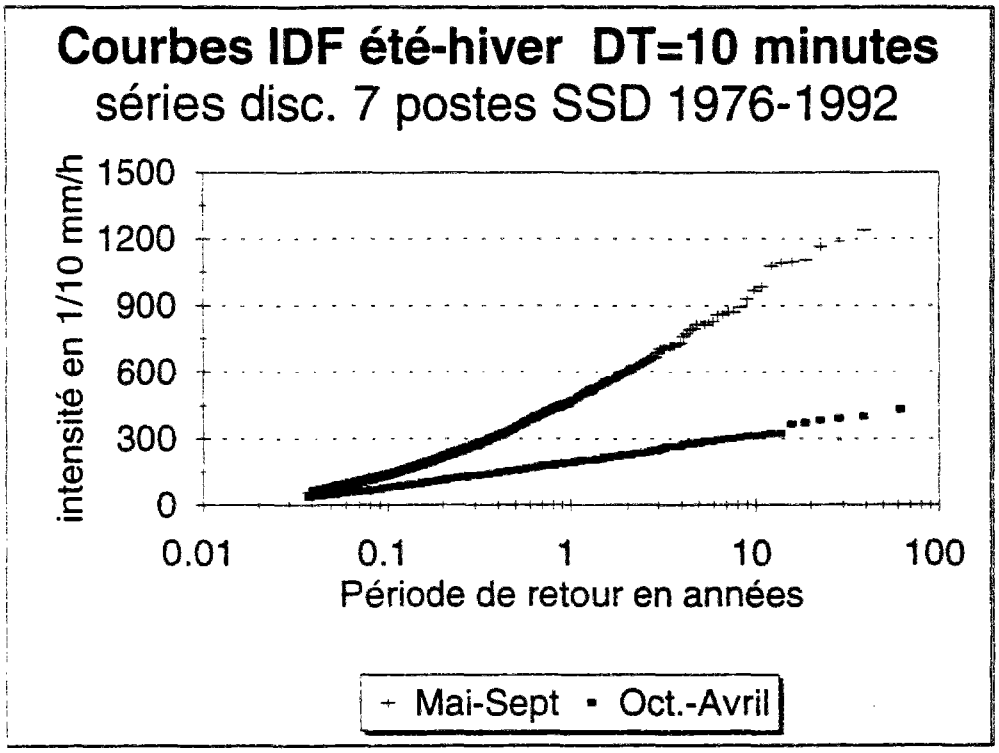


Figure 18 : Courbes de distribution empiriques été et hiver pour le pas de temps 10 minutes. Série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

III.2.2 Répartition hebdomadaire

Dans cette analyse des cycles affectant les précipitations, on passe directement de l'échelle saisonnière à l'échelle hebdomadaire. Nous avons considéré cette période suite à des travaux effectués par Dettwiller, 1970 (in Landsberg, 1981). Celui-ci observe sur huit années de mesures à Paris que la moyenne des pluies journalières, restreintes aux mois de mai à octobre, était inférieure de 24 % les samedi et dimanche par rapport à la moyenne du lundi au vendredi.

Nos observations sont les suivantes :

- les variations statistiques aussi bien des nombres annuels moyens d'occurrences que des moyennes d'excédent observés d'un jour sur l'autre de la semaine sont légèrement plus importantes que celles observées d'un poste à l'autre (les sept postes présentant 17 ans de mesures).

- les résultats sont différents entre les pas de temps : les nombres d'occurrences sont 50% plus élevés de lundi à jeudi pour les pas de temps de 5 à 30 minutes ;

- malgré les écarts observés, les nombres annuels moyens de dépassements ne sont pas significativement différents d'un jour à l'autre. En effet, en utilisant un test du χ^2 avec un seuil de rejet de 10%, et quel que soit le seuil des observations retenues, on ne peut pas rejeter l'hypothèse qu'ils résultent d'un tirage dans une loi uniforme.

En conclusion, les variations observées d'un jour sur l'autre dans la semaine, semblent plus

relever des aléas de l'échantillonnage que d'un lien de cause à effet entre le cycle hebdomadaire des activités humaines et la fréquence des orages.

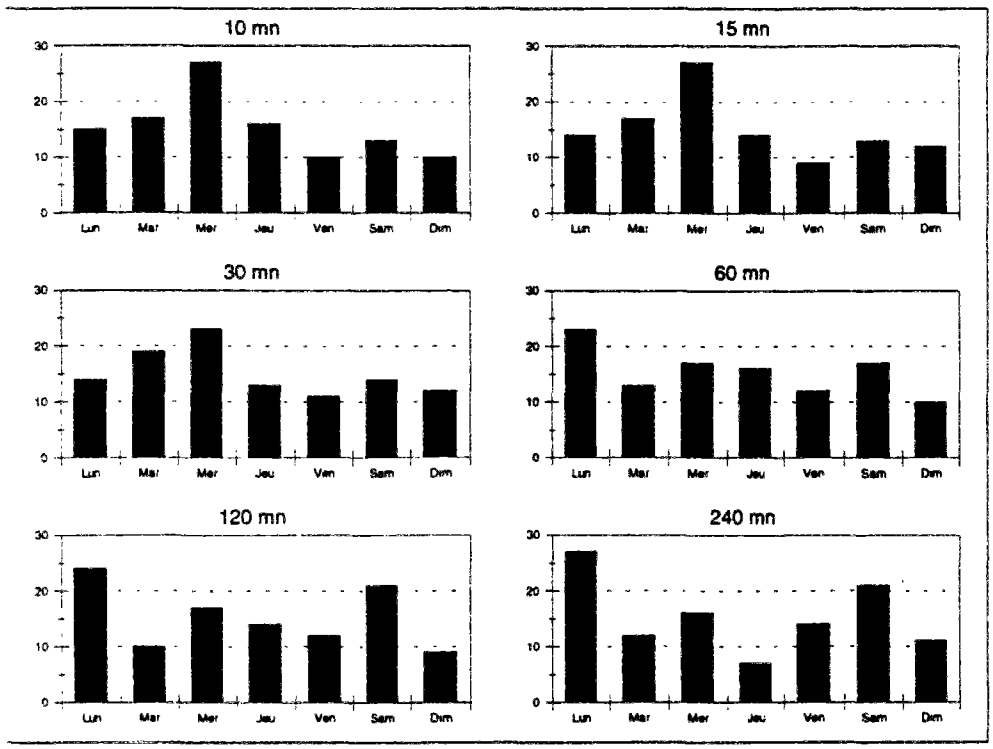


Figure 19 : Nombre de dépassements du seuil de période de retour 1 an constatés selon les jours de la semaine. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

III.2.3 Répartition journalière

On analyse dans ce chapitre, l'évolution des statistiques d'intensités maximales d'événement en fonction de l'heure dans la journée. En région parisienne en effet, les orages d'été surviennent plutôt en fin d'après-midi. On décrit ci-après l'évolution dans la journée des probabilités de dépassement de seuil et des gradex.

III.2.3.1 Occurrence des événements en fonction de l'heure

Pour cela on a exploité les intensités maximales d'averse en 10 minutes. Pour chaque tranche de 1 heure au sein de la journée, le nombre d'occurrences d'une intensité supérieure à un seuil donné a été comptabilisé, ce qui a permis de construire la courbe de répartition suivante (Fig. 20).

Les courbes de distribution pour les seuils de 45 et 60 mm/h sont à très peu de chose près les mêmes que celle que l'on observe pour 30 mm/h. On ne les a donc pas représentées.

Pour les intensités supérieures à 30 mm/h, ce graphique met en évidence trois périodes au cours de la journée :

- le matin : 02 H.TU - 12 H.TU : 20 % des observations ;
- l'après-midi : 12 H.TU - 18 H.TU : 50 % des observations ;
- la nuit : 18 H.TU - 02 H.TU : 30 % des observations.

Le taux d'apparition d'une intensité supérieure à 30 mm/h (T=4 mois) varie dans un rapport de l'ordre de 1 à 4 environ au cours de la journée, avec un maximum vers 15 H.TU, soit 17 heures locales en été, et un minimum vers 7 H.TU, 9 heures locales en été.

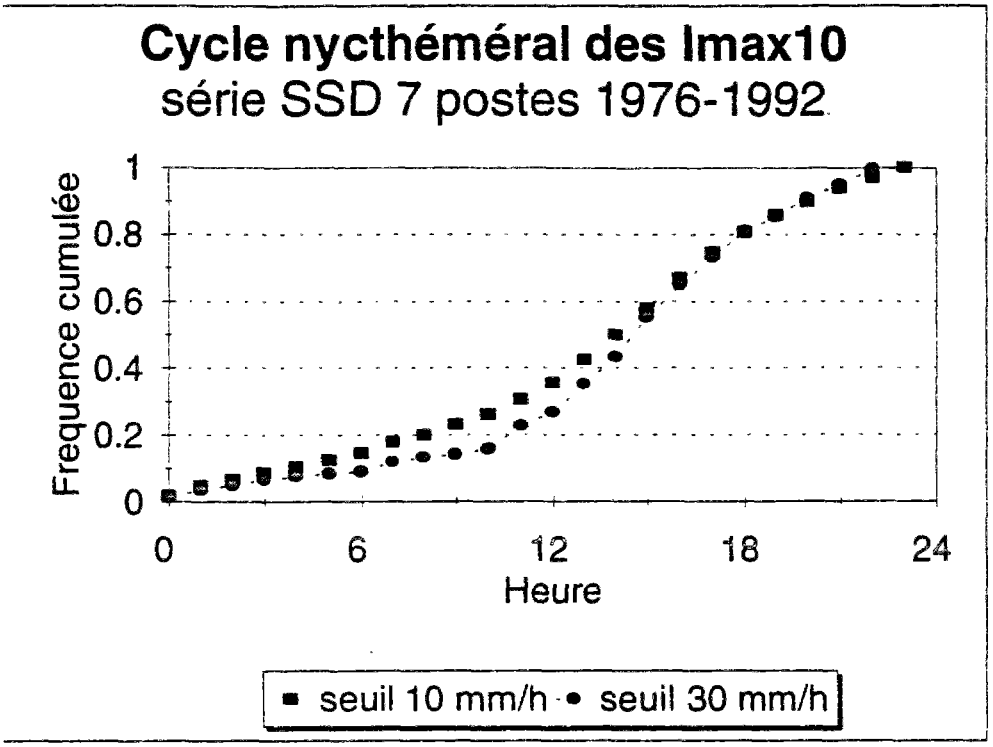


Figure 20 : Courbe de répartition journalière des intensités maximales en 10 minutes supérieures à 10 et à 30 mm/h. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Ce cycle semble se superposer au cycle des températures. Le maximum de température se produit quelques heures après que le soleil est arrivé à sa hauteur maximale, et le minimum en fin de nuit, ou même parfois, un peu après le lever du soleil. (Réméniéras, 1986) (Estienne et Godard, 1970).

L'amplitude du cycle tend vers zéro lorsque le seuil retenu décroît, ce qui montre que l'effet concerne essentiellement les fortes intensités. Les éléments apportés ici ne font nullement référence à un effet urbain. Cependant, l'amplitude des variations thermiques journalières et le décalage du maximum thermique par rapport au midi solaire sont influencés par l'urbanisation (accroissement du stockage de la chaleur dans les parois et les chaussées, réduction du couvert végétal, modification de l'albédo, etc.). L'effet urbain est donc susceptible d'amplifier et de décaler un cycle piloté par celui du soleil, mais nous ne sommes pas en mesure de le montrer.

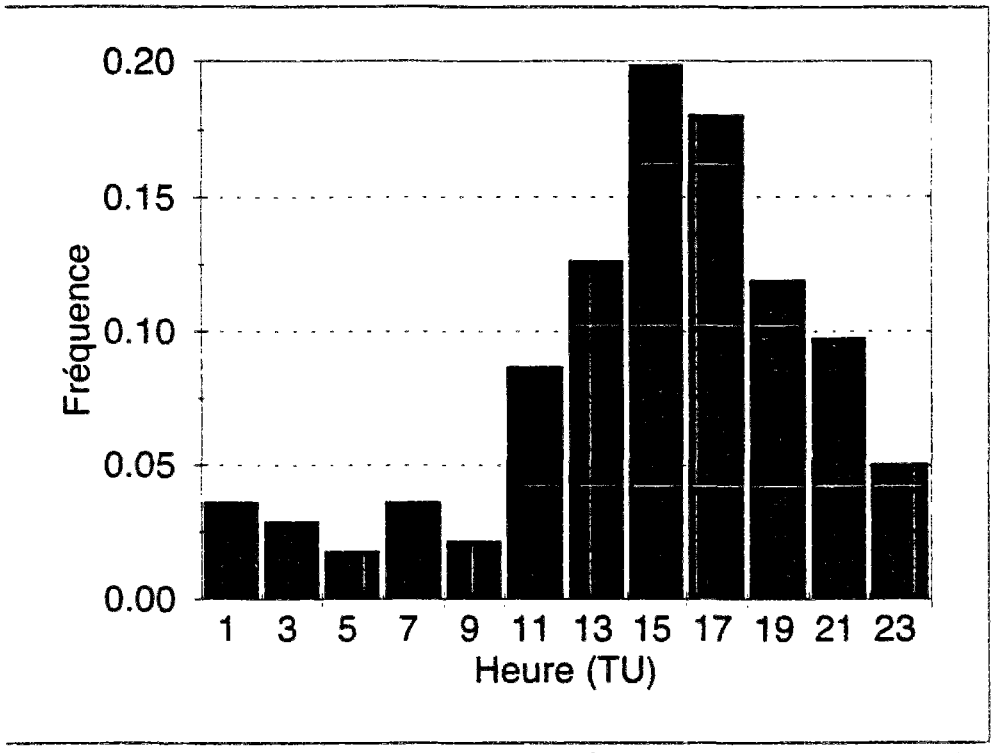


Figure 21 : Histogramme des apparitions, en fonction de l'heure du jour, des intensités maximales en 10 minutes, supérieures à 30 mm/h. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

III.2.3.2 Fluctuations saisonnières du cycle journalier

L'examen mois par mois du même cycle diurne et pour le seuil de 10 mm/h met en lumière les faits suivants :

- on n'observe pas de cycle pour les mois de janvier et février, mois pour lesquels par ailleurs, les probabilités d'observer des intensités supérieures à 10 mm/h en 10 minutes sont faibles ;

- tous les autres montrent un cycle dont la forme générale est semblable mais dont les amplitudes sont différentes. Si l'on reprend le rapport des probabilités d'apparition entre 12 H.TU à 18 H.TU (période haute) et 2H.TU à 12H.TU (période creuse), on note un rapport de 1 à 3 environ pour les mois de mars à décembre, sauf avril et mai pour lesquels le rapport est de 1 à 4 environ.

Le cycle journalier observé pendant les mois d'hiver ne procède probablement pas du même phénomène que lors des mois d'été. On devrait plutôt y voir l'effet du cycle thermique sur la teneur en eau de l'atmosphère.

III.2.3.3 Gradex des intensités en fonction de l'heure

La question que l'on se pose ici concerne la distribution des observations. Celles-ci sont moins nombreuses de 2H.TU à 12 H.TU comme nous l'avons vu, mais sont-elles moins fortes, que celles de l'après-midi (12 H.TU à 18 H.TU) ?

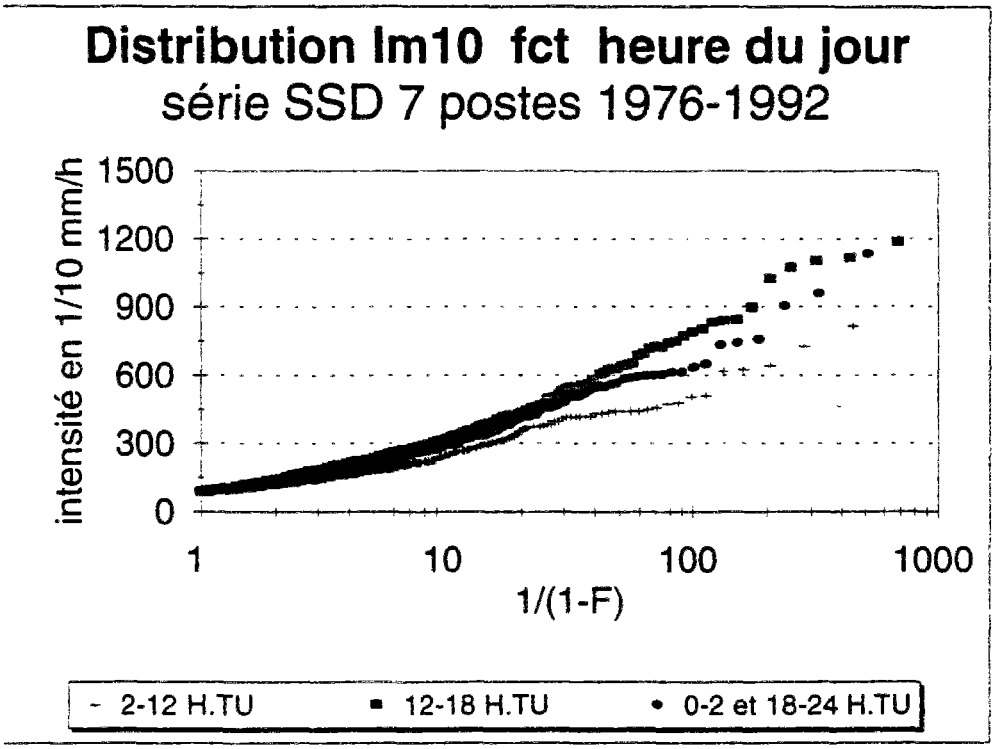


Figure 22 : Distributions empiriques des intensités maximales en 10 minutes, selon leur heure d'apparition. Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1972-1992.

On constate que les distributions de l'après-midi et de la nuit sont proches, avec des gradex, pour un seuil de 30 mm/h, égaux respectivement à 20.7 et 18.0 mm/h. La distribution du matin présente pour le même seuil un gradex de 12.8 mm/h, une valeur nettement inférieure aux deux précédentes.

Les observations sont moins nombreuses le matin (3 à 4 fois moins nombreuses que l'après-midi), mais en plus, elle se produisent avec une amplitude moindre (réduction d'un tiers sur le gradex).

En conclusion, les intensités maximales de pluies sont vraisemblablement soumises à un cycle journalier important, et notamment les intensités fortes. Le risque pluvial est accru dans l'après-midi avec un pic correspondant à 15 heures TU soit 17 heures locales. Sur le plan opérationnel, des conséquences peuvent en être tirées en matière de programmation des interventions (plutôt le matin) et de disponibilité des équipes d'astreinte (plutôt dans l'après-midi et dans la soirée) en période estivale. Le mode de gestion du système d'assainissement et en particulier celui des bassins de rétention pourrait également être modulé en fonction des fluctuations journalières du risque : décision de vidanger ou de retenir l'eau.

III.2.4 Analyse par type de situation météorologique

Le regroupement des observations par saison permet d'améliorer l'homogénéité des populations analysées, car bien souvent, une saison est caractérisée par un type de précipitation prépondérant. Par exemple, l'échantillon des pluies d'hiver ne comporte pas, ou très peu, d'épisodes orageux, ce qui contribue fortement à l'homogénéiser.

Les pluies d'été résultent pour une certaine part d'événements orageux, mais pas exclusivement. Il semblait donc intéressant de tenter une discrimination des observations selon leurs caractéristiques météorologiques.

Les lois de distribution des intensités maximales d'événement ont donc été estimées pour chaque type de temps, et ce à l'échelle de l'année et des saisons précédemment définies.

De même que dans les chapitres précédents, on a employé une méthode d'analyse régionale portant sur les observations supérieures à différents seuils.

III.2.4.1 Définition des types de temps

Les champs météorologiques à différentes altitudes sont décrits par un grand nombre de paramètres et se présentent sous une multitude de formes. Par l'intermédiaire d'une méthode de classification, Bénichou, 1985, les a regroupés pour les diverses altitudes analysées en un nombre limité de classes.

Ce qui vient par la suite n'est pas une étude exhaustive des relations entre les types de temps et les caractéristiques pluviométriques. Il s'agit d'une première exploration destinée à évaluer ce que pourrait apporter en hydrologie urbaine l'observation conjointe de certains paramètres météorologiques.

Nous nous limitons ici aux types de temps résultant de l'analyse des champs météorologiques mesurés au sol (Géopotentiel 1000 mb).

La classification réalisée par Bénichou, 1985, conduit à la définition de 10 types de temps que nous décrivons très brièvement ci-après :

- 3 types anticycloniques, pour lesquelles le flux perturbé est rejeté au Nord du 50ème parallèle :

  type 1 : anticyclone centré sur le proche Atlantique (majoritairement estival) ;
  type 6 : anticyclone centré en Mer du Nord (majoritairement estival) ;
  type 9 : présence de l'anticyclone sibérien (essentiellement hivernal) ;

- 3 types dépressionnaires :

  types 2, 3 et 4, pour lesquelles la France subit le passage de perturbations ;

- 2 types zonaux :

  types 8 et 10, pour lesquelles, l'Europe est soumise à un régime perturbé, associé à une dépression évoluant au nord du 55ème parallèle ;

- 2 types méridiens :

type 5 : flux de Nord sur la France associé à une dépression située sur l'Europe de l'Est ;
type 7 : typique d'une situation de blocage : flux perturbé de Sud le long des côtes de l'Atlantique et anticyclone continental sur l'Europe de l'Est.

Ces deux types correspondent à des situations de marais barométrique.

L'idée qui nous a poussé a évaluer l'intérêt des types de temps pour l'analyse des précipitations était la possibilité de distinguer des types avec ou sans passage de perturbation. Il nous a semblé a priori, qu'en l'absence de perturbation, les précipitations observées devaient être essentiellement liées à des phénomènes convectifs thermiques, ce qui permettrait d'étudier plus particulièrement les orages d'été.

La fréquence des différents types de temps est très liée aux saisons et l'on peut les classifier en types majoritairement hivernaux (2, 4, 8, 9), en types d'intersaison (3, 7 et 10) et en types majoritairement estivaux (1, 5 et 6). Il n'est donc pas certain a priori que les éventuelles discriminations introduites par les types de temps ne soient pas calquées sur celles des saisons.

Les statistiques d'intensités maximales d'événement sont dans un premier temps analysées selon les types de situation à l'échelle de l'année. Pour évaluer le gain que ceux-ci procurent par rapport au simple découpage saisonnier, les statistiques sont ensuite effectuées par type de temps au sein de chaque saison.

III.2.4.2 Analyse à l'échelle de l'année

Le travail se décompose en deux parties : premièrement l'étude statistique des échantillons relatifs à chaque type de temps, puis deuxièmement, le regroupement des types de temps pour lesquels les statistiques de pluies sont proches.

Compte-tenu des fourchettes de variations des intensités pour les différents types de temps, les gradex ont été estimés au dessus des seuils dont les périodes de retour sont les suivantes :

- types 1, 5 et 6 : T = 3 mois
- types 3, 7 et 10 : T = 1 mois
- types 2, 4, 8 et 9 : T = 1 semaine.

Le terme de gradex est employé ici par abus de langage car au dessus des seuils mentionnés ci-dessus, les comportements des observations ne sont pas nécessairement exponentiels (ils en sont toutefois assez proches). On compare en fait les moyennes des excédents (valeur observée - valeur du seuil) par rapport à ces seuils.

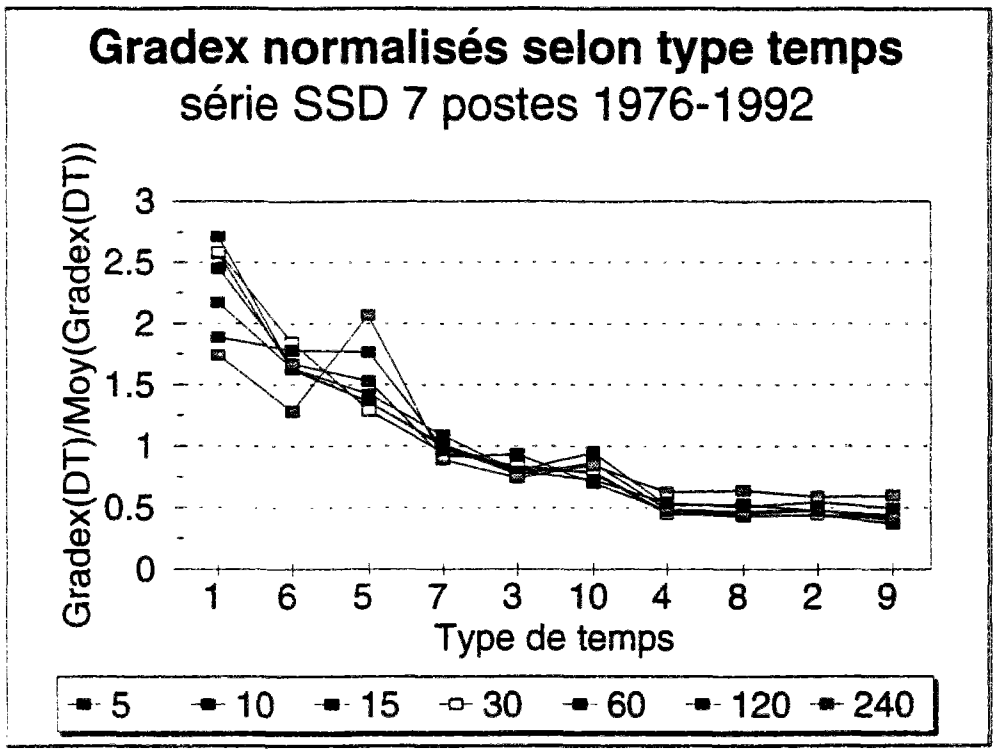


Figure 23 : Gradex normalisés (par leur moyenne à chaque pas de temps) selon le type de temps. Série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

L'observation des valeurs relatives du gradex des intensités d'un type de temps à l'autre laisse entrevoir des variations importantes. On peut cependant considérer 3 groupes :

- groupe 1 : gradex faibles : types 2, 4, 8 et 9 ;
- groupe 2 : gradex intermédiaires : types 3, 7 et 10 ;
- groupe 3 : gradex forts : types 1, 5 et 6.

On constate que ce sont les mêmes que les trois groupes décrits plus haut en fonction des fréquences d'apparition au cours des saisons.

Le graphique suivant montre les distributions d'observations au pas de temps de 10 minutes, selon les types de temps.

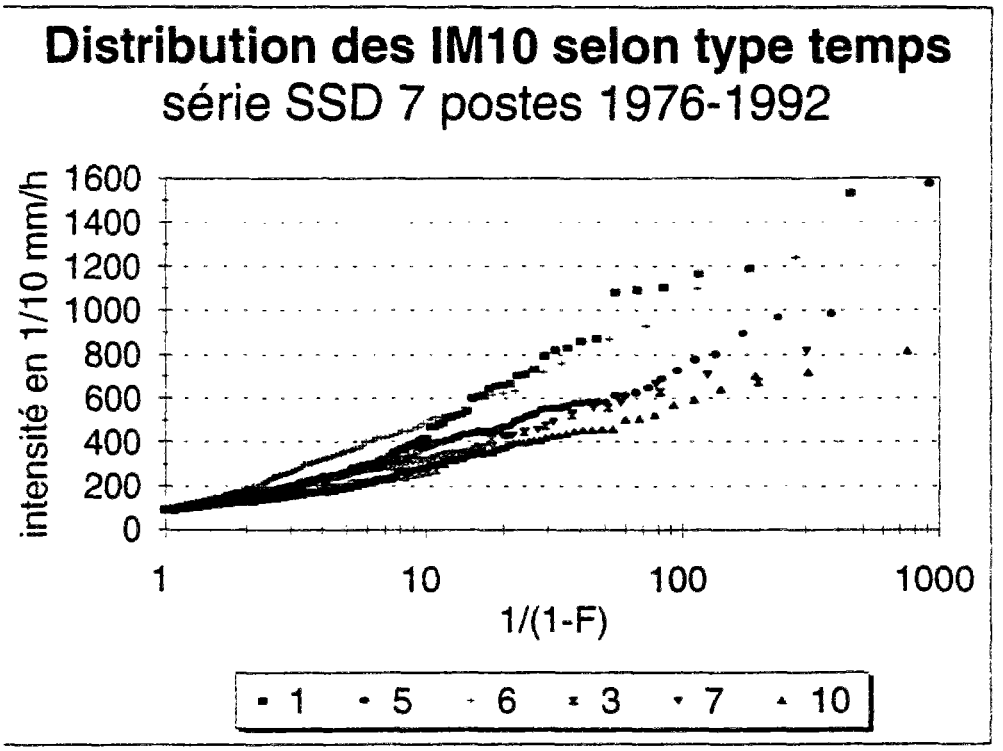


Figure 24 : Distributions empiriques des séries régionales d'intensités maximales selon les différents types de temps, sauf les types d'hiver (2, 4, 8 et 9). Série de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Afin de ne pas surcharger ce graphique, les observations des types de temps du groupe 1 n'ont pas été représentées. Elles sont distribuées selon des lois exponentielles très proches les unes des autres.

Les types de temps du groupe 2 (types 3, 7 et 10) ont également des comportements très proches.

Les types de temps du groupe 3 (type 1, 5 et 6) montrent par contre des distributions différentes. Le type de temps 6 présente une proportion d'événements forts nettement plus importante que le type 1 (au pas de temps de 10 minutes, 18.6% d'événements supérieurs à 30 mm/h contre 8.9%) , bien que ce dernier présente un gradex plus fort (25 mm/h environ contre 20 mm/h, toujours pour 10 minutes).

On a procédé à l'ajustement de lois exponentielles composées (2 distributions) sur les 6 types de temps des groupes 2 et 3. Les types du groupe 1 n'ont pas été traitées car leurs observations sont distribuées selon une seule loi exponentielle.

On aboutit aux résultats figurant dans le tableau suivant.

Tableau XXVII : Paramètres d'une loi constituée par le mélange de deux lois exponentielles, selon le type de temps. Le taux de mélange correspond au taux de la population des réalisations ordinaires dont le gradex est s1.

	Type de temps					
	1	3	5	6	7	10
taux	77	77	55	37	55	62
s1	5.1	4.6	4.7	3.7	3.6	3.3
s2	27.0	14.3	15.3	19.0	12.4	11.6

Les types 1 et 3 présentent un taux d'événements ordinaires de l'ordre de 75-80%, les types 5, 7 et 10, des taux de 55-60 % et le type 6, fait remarquable, un taux de 37 % seulement.

Ces observations confirment celles effectuées d'après l'examen visuel des distributions de fréquences.

Parmi les types à forts gradex, le type 6 (anticyclonique d'été) se distingue par un taux d'événements forts deux fois plus important que les types 1 (anticyclonique d'été différent du type 6) et 5 (marais barométrique avec léger flux de nord).

On trouve un rapport de l'ordre de 1 à 4 entre les gradex des groupes 3 et 1. Ce rapport est du même ordre de grandeur que celui observé entre pluies d'été et pluies d'hiver. Sachant que le groupe 3 de tête est majoritairement constitué de pluies d'été et le groupe 1, de pluies d'hiver, il est nécessaire de vérifier si les découpages par saison et par type de temps ne sont pas sensiblement les mêmes.

Afin d'élucider cette question, on examine au point suivant la répartition selon les types de temps mais au sein de chaque saison.

III.2.4.1 Analyse par type de temps selon les saisons

Les distributions d'intensités selon les différents types de temps au cours de la saison hivernale sont quasiment identiques, ce qui plaide pour une certaine homogénéité des distributions d'intensités en hiver.

Pendant la saison estivale, l'examen des séries complètes révèle que les événements du groupe 1 présentent un alignement unique sur toute la gamme des fréquences. Pour ceux des groupes 2 et 3 il n'en est plus de même et on retrouve une configuration analogue à celle que l'on a exposé lors de l'étude des intensités à l'échelle de l'année : la distribution semble résulter d'un mélange de deux populations. La population "basse" tend à être semblable à celle relative aux événements du groupe 1. Les populations "hautes" présentent un gradex plus élevé, dans un rapport de 1 à 2, voire de 1 à 3 par rapport à celui de la population "basse".

Les types de temps ont donc un pouvoir discriminant sur les observations d'été : les types de temps anticycloniques présentent des gradex (gradex des observations les plus fortes) supérieurs aux autre types de temps, et parmi ces types anticycloniques, le type de temps 6, présente un taux d'événements forts très nettement différent des autres.

La différence entre les mois d'été et les mois d'hiver provient d'une part des fréquences d'apparition respectives des divers types de temps mais également du fait qu'en été, certains types de temps sont accompagnés avec une probabilité importante, d'événements susceptibles d'engendrer de fortes intensités.

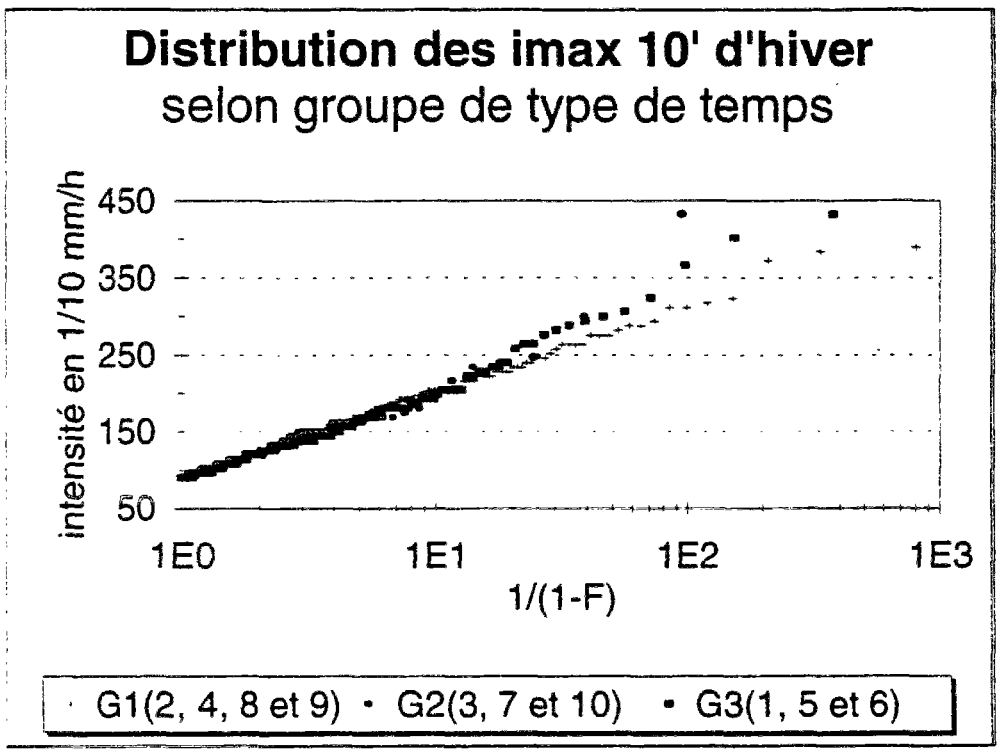


Figure 25 : Courbes de distribution empiriques des observations d'hiver relatives aux divers types de temps.

En conclusion, l'étude des intensités maximales selon les types de temps apporte un gain significatif sur les observations d'été. Elle montre en particulier des gradex plus élevés pour les types de temps anticycloniques, traduisant probablement un caractère plus orageux des fortes précipitations. Par ailleurs, le type de temps 6 montre une fréquence beaucoup plus forte d'apparition d'événements forts (>30 mm/h au pas de temps de 10 minutes) que les autres types de temps. L'analyse conjointe de caractéristiques météorologiques telles que les types de temps est donc susceptible d'apporter des informations très intéressantes en matière de distinction de types de pluies, en plus de celle que procure le découpage en saisons. Pour aller plus loin, d'autres paramètres tels que les indices de stabilité de l'atmosphère, les températures, l'humidité, l'insolation pourraient être analysés dans cette optique.

III.3 Analyse des séquences de pluies continues

Les statistiques intensité-durée-fréquence décrites jusqu'à présent concernaient des cumuls observés au cours d'une certaine durée, sans se soucier de la manière avec laquelle ces cumuls se sont produits. Il s'agissait donc de statistiques d'intensités moyennes maximales sur des durées de pluies pouvant être continues ou discontinues, les séquences pluvieuses pouvant elles mêmes apparaître avec divers degrés d'hétérogénéité.

Tout cela ne constitue donc qu'une première approche moyenne pour la modélisation des précipitations. Si elle a permis de fixer des ordres de grandeur, elle présente cependant des limites quant à décrire la diversité des situations pluviométriques. En effet, des pluies ponctuelles de mêmes cumuls au cours d'une certaine durée peuvent se présenter de manières très diverses et donc entraîner des conséquences tout aussi diverses sur ruissellement.

Après avoir décrit les cumuls de pluies, si l'on souhaite poursuivre l'analyse, il convient d'approcher leur répartition. Comment se répartissent les cumuls au cours du temps ? Quelles sont les durées des séquences pluvieuses ? Quelles sont les durées entre les averses ?, etc. Une telle démarche a pour objectif une description plus fine des chroniques de pluies, destinée à mieux cerner la gamme des situations possibles et à terme de proposer des pluies types et des générateurs de pluie.

Les hypothèses d'homogénéité des précipitations entre les postes sont conservées ici. On admet en effet que si elles n'ont pas pu être rejetées lors de l'analyse des courbes IDF, elles ne le seront pas non plus pour les caractéristiques des séquences pluvieuses. Les analyses sont donc conduites à l'aide des échantillons régionaux. Les effets de la saison et des types de temps sont signalés lors des discussions.

La première partie décrit la constitution des échantillons pour cette analyse. On aborde ensuite successivement les durées de séquences pluvieuses, leurs intensités moyennes maximales (courbes IDF de pluies continues), et les relations exitant entre durées, hauteurs et intensités maximales. Pour finir on évoque la question des durées de temps sec entre les séquences pluvieuses et leur dépendance éventuelle avec les caractéristiques d'averses qui les suivent.

III.3.1 Constitution des échantillons

La série régionale brute des mesures de pluies discrétisées au pas de temps de 5 minutes sur les sept postes les plus anciens a été décomposée en une succession de séquences pluvieuses et de séquences sèches. Ceci, indépendamment de toute considération relative à la météorologie (épisode, événement, averse, etc.).

Un pas de temps est pluvieux si au moins un basculement d'auget y a été observé. Une séquence pluvieuse est définie comme une succession ininterrompue de pas de temps pluvieux. Il s'agit d'une durée de pluie continue, du moins à l'échelle de temps à laquelle elle est observée. Le laps de temps compris entre deux séquences pluvieuses consécutives définit une séquence sèche.

Chaque séquence pluvieuse est décrite par sa durée, sa hauteur totale, ses intensités moyennes maximales au cours de durées inférieures ou égales à sa durée totale. Elle est caractérisée en outre par la durée de la séquence sèche qui la précède.

En définitive, la série de mesures est réduite à une série de séquences pluvieuses, dont les durées s'échelonnent de 5 minutes à quelques heures, les hauteurs de 1/10 millimètres à quelques dizaines de millimètres et les séquences sèches de 5 minutes à quelques semaines.

Des essais préliminaires ont montré que la série telle que décrite ci-dessus donne des résultats douteux lors des exploitations statistiques. La plupart des estimations sont en effet perturbées par la présence en nombre excessif de séquences constituées d'un seul pas de temps. Il s'agit là d'enregistrements de pluies de très faibles intensités, ou bien de rosée, ou encore de basculements différés en fin de pluie car l'auget n'est pas plein. Ces basculements isolés ne présentent pas un grand intérêt pour la modélisation du ruissellement, ni probablement pour l'estimation des durées de temps sec. Le programme de gestion de ces données permet donc d'introduire un seuil visant à écarter ces enregistrements. Une valeur de 0.2 ou 0.4 millimètre se traduit par une très nette amélioration des résultats en terme de cohérence et de stabilité.

III.3.2 Durée des séquences pluvieuses

L'analyse des observations montre que les durées de séquences pluvieuses dépendent de leurs intensités maximales. Les durées diminuent lorsque leur intensité maximale augmente (voir tableau XXVIII). D'une valeur médiane de 65 minutes, obtenue toutes pluies confondues, on passe à 40-45 minutes pour des pluies dont l'intensité maximale en 10 minutes (IM10) dépasse 10 mm/h environ. Inversement, en se limitant aux pluies de très faibles intensités (IM10 < 5 mm/h), cette durée est de 1 heure 40.

Un analyse plus fine des relations entre la durée et les intensités maximales à divers pas de temps d'une averse montre que :

- dans l'ensemble, les fortes intensités sur de petits pas de temps (5-10 minutes) sont le fait d'averses courtes, toujours inférieures à 4,5-5 heures, et essentiellement inférieures à 3 heures ;

- à l'exception de l'événement orageux exceptionnellement long du 31/05/1992 (en fait deux orages survenant successivement), les intensités maximales des séquences de pluies continues de durées supérieures à 4,5 - 5 heures ne dépassent pas 30 mm/h au pas de temps de 10 minutes (voir tableau XXIX ci-après). Leurs périodes de retour n'excèdent pas quelques mois à 2 ans sur de faibles durées, inférieures ou égales à 60 minutes, mais peuvent atteindre 20 ans en 4 heures ou plus ;

- pour une période de retour donnée, la durée maximale des averses décroît en fonction du pas de temps. Le tableau XXX en donne l'illustration pour la période de retour décennale.

Tableau XXVIII : Statistiques des durées de séquences pluvieuses conditionnées par leurs intensités maximales en 10 minutes (IM10). On donne les quantiles correspondant à ±1 et ±2 écart-types. Série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Pér. Retour IM10	Seuil IM10 mm/h	Loi log-normale		Distribution des durées en minutes				
		Moy.	Etc.	2.3%	15.9%	50%	84.1%	97.7%
tout	0	4.18	0.706	16	32	65	132	268
1 sem.	4.8	3.994	0.728	13	26	54	112	233
2 sem.	9.0	3.761	0.741	10	20	43	90	189
1 mois	14.4	3.725	0.740	9	20	41	87	182
3 mois	25.8	3.723	0.685	11	21	41	82	163
6 mois	36.0	3.774	0.646	12	23	44	83	158
1 an	46.8	3.800	0.643	12	23	45	85	162
2 ans	61.0	3.809	0.578	14	25	45	80	143
5 ans	79.7	3.746	0.551	14	24	42	73	127

Tableau XXIX : Limites des intensités moyennes maximales constatées lors des longues pluies, de durées supérieures à 4,5 - 5 heures.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
Imax mm/h	34	30	26	22	18	13	12.5
Tmax	3 mois	4 mois	6 mois	1 an	2 ans	3 ans	20 ans

Tableau XXX : Durée maximale des séquences pluvieuses décennales sur un pas de temps donné.

	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
Durée en mn	90	120	120	170	285	>=300	>=300

Les durées de séquences pluvieuses sont significativement saisonnalisées et l'on trouve comme pour les courbes IDF une saison hivernale d'octobre à avril et une saison estivale de mai à septembre. Les durées pluvieuses d'hiver sont en moyenne supérieures de 50% par rapport à celles d'été. Ces durées sont remarquablement bien représentées par des distributions lognormales, aussi sur le graphique suivant, leur évolution mensuelle est représentée d'après leurs valeurs médianes.

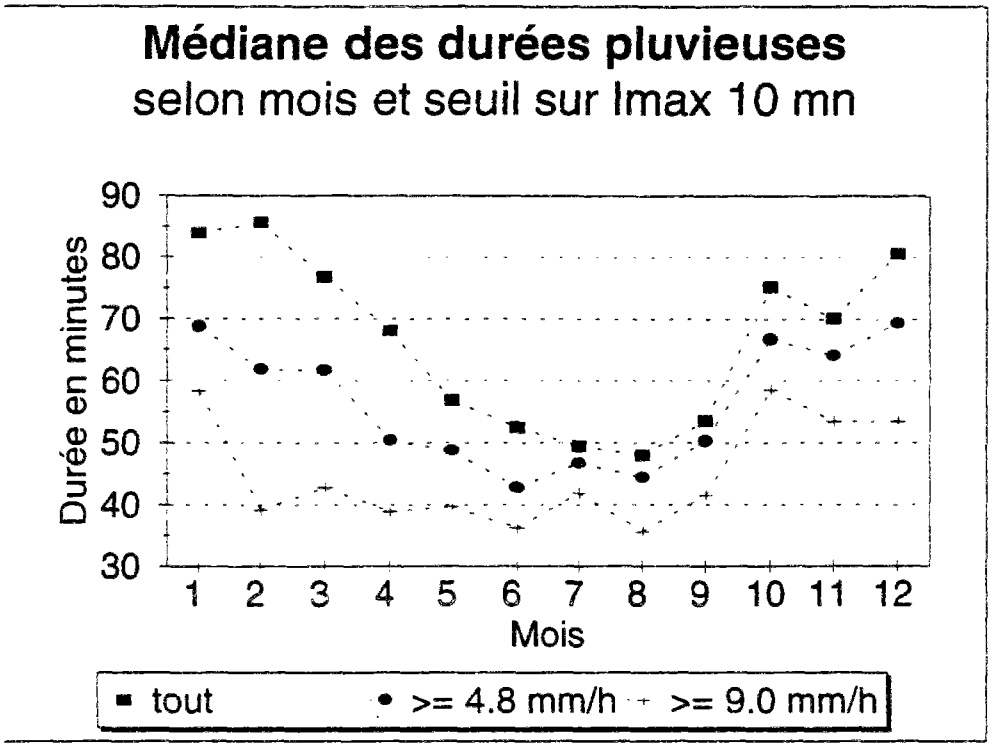


Figure 26 : Evolution mensuelle de la médiane des durées de séquences pluvieuses selon 3 seuils d'intensité maximale en 10 minutes : 0, 4.8 mm/h (T=1 sem.) et 9.0 mm/h (T=2sem.). Série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Dans ces conditions, afin de synthétiser ces observations, nous avons procédé à l'ajustement de lois de distributions lognormales pour l'hiver et l'été (voir tableau XXXI).

Tableau XXXI : Distribution des observations de durées de séquences pluvieuses pour les saisons hivernales et estivales. Série régionale de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

Saison	Loi Log-Normale		Durées séquences pluvieuses continues en minutes				
	Moy.	Ect.	-2 Ect. 2.3%	- 1 Ect. 15.9%	Méd. 50%	+1 Ect. 84.1%	+2 Ect. 97,7%
Hiver (oct-avril)	4.34	0.656	21	40	77	148	285
Eté (mai-sept)	3.96	0.709	13	26	52	107	217

En se restreignant aux pluies d'été intenses (intensité maximale en 10 minutes supérieure à 10 mm/h), on obtient une médiane de 37 minutes, avec 95% des observations comprises entre 9 et 160 minutes.

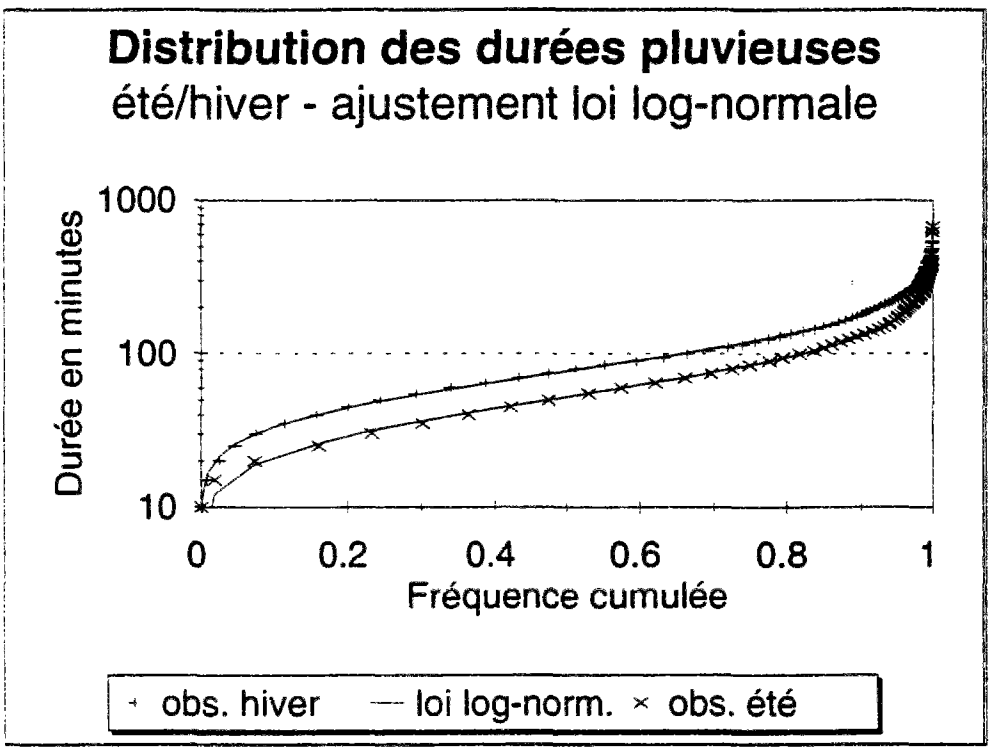


Figure 27 : Ajustement de lois lognormales sur les durées de séquences pluvieuses d'été et d'hiver. Séries régionales de 7 postes de Seine-Saint-Denis 1976-1992.

On ne dénote aucune influence significative du type de temps sur les durées de pluie au sein d'une même saison.

Conclusion

Les durées de séquences pluvieuses continues (au pas de temps de 5 minutes) sont bien représentées par des lois lognormales. Elles sont liées à leurs intensités maximales sur de faibles durée, par exemple l'intensité maximale en 10 minutes (IM10). Les pluies intenses sont moins longues (médiane = 40 minutes si IM10>=10 mm/h) que les pluies faibles (médiane = 1heure 40 si IM10 < 5 mm/h). Les pluies très longues, supérieures à 4.5 - 5 heures ne présentent pas d'intensités fortes sur de petites durées. Les distributions de durées sont significativement saisonnalisée, avec des valeurs plus faibles en été (mai à septembre).

III.3.3 Courbes IDF des séquences de pluies continues

Les intensités moyennes maximales des séquences pluvieuses continues ont été analysées exactement de la même manière que les cumuls sur des durées de pluies continues ou discontinues (les courbes IDF établies au §III.1). Nous les comparons ici avec ces dernières.

L'observation des résultats montre que pour les pas de temps inférieurs à 30 minutes, et pour des périodes de retour supérieures à 2 ans, le choix de la continuité ou de la discontinuité n'a que des effets très limités sur l'estimation des quantiles. Pour les pas de temps de temps supérieurs ou égaux à une heure, par contre, des différences significatives de l'ordre de - 5 % à - 30% sont constatées suivant les pas de temps et les périodes de retour. Les écarts sont d'autant plus grands que le pas de temps est grand. Ils tendent à diminuer avec la période de retour. On peut en déduire que l'intermittence des pluies sur des durées inférieures à 4 heures tend à diminuer vers les fortes périodes de retour. En d'autres termes, les durées de séquences pluvieuses intenses sont plus longues.

Tableau XXXII : Ecarts relatifs (en %) entre les quantiles d'intensités maximales moyennes de pluies continues par rapport à ceux estimés sur des pluies continues ou discontinues.

Période de retour	Pas de temps en minutes			
	30	60	120	240
2 ans	-3.6	-8.9	-22.2	-29.6
5 ans	-3.3	-6.7	-17.9	-23.9
10 ans	-3.1	-5.7	-15.9	-21.0
20 ans	-3.0	+4.8	-14.3	-18.8

Signalons que les courbes IDF élaborée par Grisollet en 1948 d'après les mesures de 900 averses observées à Paris-Montsouris entre 1896 et 1945 sont des courbes IDF de séquences pluies continues. Pour des durées supérieures à quelques dizaines de minutes, les résultats de Grisollet sont plus faibles que ceux établis ultérieurement par Calvet, 1980, sur des pluies continues ou discontinues (série 1927-1978). Ces résultats peuvent expliquer cette différence.

III.3.4 Relations Hauteur - Durée - Intensités maximales des séquences de pluies continues

La question que l'on se pose ici concerne les relations existant entre la durée d'une séquence pluvieuse, sa hauteur et ses intensités maximales. L'objectif poursuivi consiste en une meilleure connaissance des formes des hyétogrammes de séquences pluvieuses afin d'en affiner la modélisation.

L'examen des matrices de corrélation entre durée, hauteur et intensités maximales montre des coefficients de corrélation de l'ordre de 0.7 entre hauteur et durée, aussi bien sur leurs valeurs naturelles que leurs valeurs logarithmiques. Les coefficients de corrélation sont également significatifs entre hauteur et intensités maximales sur divers pas de temps et entre les intensités maximales elles mêmes. Ce coefficient est proche de 0, environ -0.05 entre la durée et l'intensité maximale en 10 minutes.

Les relations existant en moyenne entre les quantiles d'intensités maximales aux différents pas de temps peuvent être représentées, nous l'avons vu par des expressions de types géométriques (formule de Montana) ou hyperboliques (formule de Talbot). Ces observations sont-elles conservées si l'on se place non pas à l'échelle de la série d'observations entière mais à celle d'une seule séquence pluvieuse ? Pour simplifier nous nous sommes limités à la formule de Montana, bien que celle-ci présente quelques difficultés à couvrir la gamme 5 minutes-4 heures dans son ensemble. Sa tendance semble cependant satisfaisante pour une première approche et nous cherchons donc à vérifier son aptitude à représenter les liens entre intensités maximales, hauteur et durée de chaque réalisation.

Pour chaque séquence pluvieuse, on a calculé le coefficient b de la formule de Montana, susceptible d'expliquer la décroissance de l'intensité moyenne en fonction de la durée d'observation.

Si une séquence de pluies continues n'est organisée que selon un seul pic d'intensité, et que la décroissance des intensités maximales en fonction de la durée suit une expression de Montana, la hauteur de pluie peut être estimée quelle que soit la durée par l'expression :

$$Haut = Imax(\Delta t) \cdot \left(\frac{Durée}{\Delta t}\right)^{-b} \cdot \frac{Durée}{60} \qquad \textbf{(89)}$$

avec Haut, Durée et Imax(Δt), respectivement la hauteur (en mm), la durée (en mn) et l'intensité maximale (en mm/h) au cours d'une durée Δt de référence, inférieure à la durée de la séquence pluvieuse. b représente le facteur de décroissance de la séquence pluvieuse.

Si cette expression est correcte, on peut estimer la hauteur de précipitation en connaissant la durée, l'intensité maximale sur au moins un pas de temps, par exemple 10 minutes, et enfin, le paramètre b, caractéristique de la forme de l'événement.

Pour un pas de temps de référence de 10 minutes, on constate que ce modèle simple se traduit par l'explication de 96% de la variance des hauteurs de séquences pluvieuses continues, quelles que soient leurs durées. Etant donné que le cumul du pas de temps de référence de 10 minutes figure dans le cumul de pluie estimé, il est possible qu'une part de l'explication soit fallacieuse. En fait, si l'on retranche du cumul d'événement la part due au pas de temps de référence, la variance de ce qu'il reste demeure expliquée à 90% par la relation décrite ci-dessus. Le paramètre de forme retenu semble donc contenir une information substantielle.

En conséquence, malgré les défauts susceptibles d'affecter la formule de Montana, malgré la possibilité qu'une séquence pluvieuse soit multimodale (plusieurs pics d'intensité), ce modèle simple permet de relier les hauteurs de pluie observées aux différents pas de temps, par l'intermédiaire de b, un paramètre lié à la forme de la séquence de pluies continues.

Nous décrivons maintenant la distribution des valeurs de b afin de caractériser la variété de ces formes. Celles-ci sont distribuées selon une loi proche de la loi normale avec des valeurs comprises entre - 0.96 et - 0.03 environ et avec une moyenne de -0.45. La loi normale n'est cependant pas acceptée si l'on utilise le test de Kolmogorov-Smirnov car il existe une petite asymétrie. Une valeur de b proche de 0 traduit un hyétogramme plat, donc des intensités relativement constantes tout au long de la pluie. Au contraire une valeur proche de -1 signifie une forte décroissance des intensités autour du pic.

La distribution de b est influencée par la durée de la séquence pluvieuse, son intensité

maximale (par exemple en 10 minutes, IM10), la saison et le type de temps.

La figure ci-après montre la distribution de b pour les pluies dont IM10 présente une période de retour supérieure à 2 semaines (IM10 >=9 mm/h).

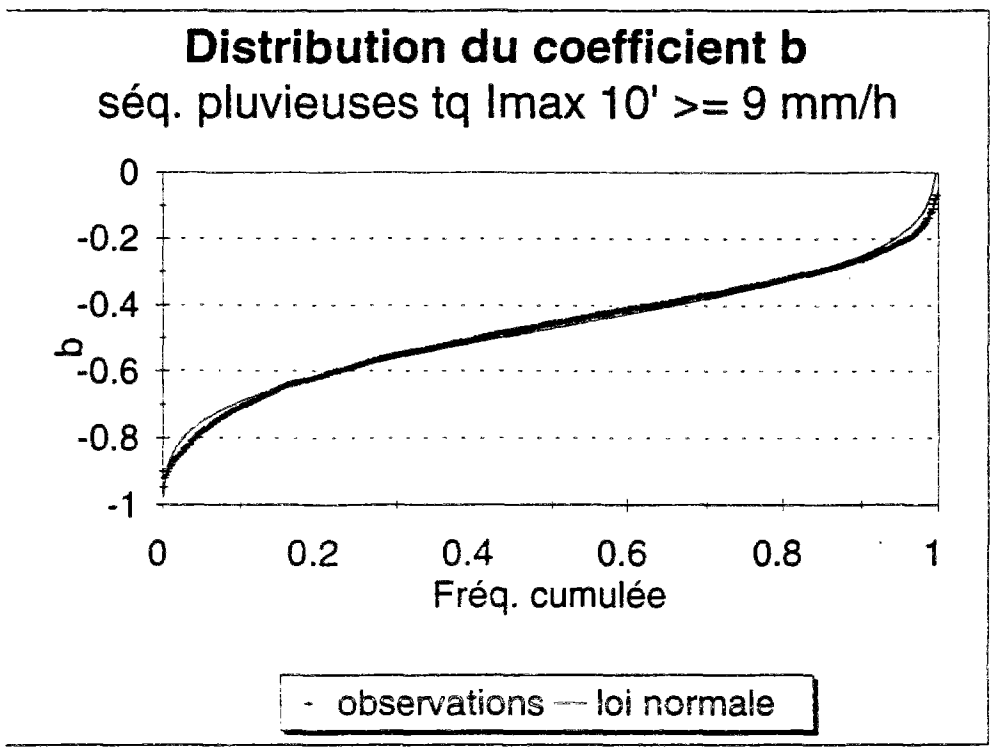


Figure 28 : Distribution du paramètre de forme des séquences de pluies continues. Cas des pluies de période de retour supérieure à 2 semaines sur 10 minutes.

Ces coefficients ne représentent qu'un des éléments susceptibles de décrire la forme d'une séquence pluvieuse. En effet à égalité de coefficient b, les intensités de pluies peuvent se répartir de manières très diverses autour d'une position centrale.

Si l'on étudie la position du pic d'intensité maximale en 10 minutes (sur les pluies de durées supérieures à 10 minutes), on constate que les valeurs moyenne et médiane de la position sont égales à 0.5. Leur écart-type est égal à 0.24 environ. Ces positions sont approximativement distribuées selon une loi normale autour du milieu de la pluie. On ne dénote aucune tendance des maxima à être avancés ou retardés, ni en fonction des intensités maximales, ni en fonction des durées.

La pertinence de la représentation adoptée peut être mise en défaut par le caractère multimodal (plusieurs averses) de certaines séquences de pluies continues. En effet si l'on a deux averses successives sans interruption de la pluie, on aura une pluie plus longue mais avec un paramètre de forme représentant essentiellement l'une d'elles, la plus intense. Il en résulte une mauvaise description de la séquence, susceptible d'être surmontée par décomposition en averses. Ces dernières sont définies comme tout ou partie d'une séquence pluvieuse ne comportant qu'un seul pic, à un niveau de lissage donné.

III.3.5 Durées sèches entre les séquences pluvieuses

Les durées sèches entre deux séquences de pluie s'échelonnent entre 5 minutes et quelques semaines (sécheresse de 1976). Elles ne semblent présenter aucune corrélation avec les caractéristiques des pluies qui les suivent, et ce quels que soient la saison, le type de temps et les caractéristiques de ces séquences pluvieuses.

Les durées sèches sont fortement dépendantes de la saison. Elles sont plus longues en été avec un maximum en août.

Les valeurs les plus fortes de durées sèches, supérieures à 3-5 jours, tendent à être distribuées selon une loi exponentielle. Cette distribution cependant ne permet pas de représenter les observations sur toute la gamme des fréquences. En adoptant des seuils plus faibles, de l'ordre de quelques heures, la loi de Weibull peut être acceptée, de même qu'un mélange de deux lois exponentielles. Si l'on souhaite représenter l'ensemble des durées observées, de quelques minutes à quelques semaines, cette loi ne convient plus. Par contre un mélange de trois lois exponentielles (cinq paramètres : deux paramètres de mélange et trois gradex) rend relativement bien compte des observations.

Ce résultat peut être interprété comme suit : la première distribution représente les valeurs les plus fortes dont le comportement exponentiel peut être vérifié en soi en tronquant la série à des observations supérieures à quelques jours. Ces observations traduisent la durée existant entre le passage de deux systèmes précipitants : système perturbé ou temps orageux (leur moyenne est de l'ordre de cinq jours). La seconde distribution traduit les durées existant entre deux événements d'un même système perturbé (leur moyenne est de l'ordre d'une quinzaine d'heures). La troisième distribution décrit les durées entre deux séquences pluvieuses ou averses d'un même événement (leur moyenne est de l'ordre de quelques dizaines de minutes).

III.3.6 Conclusions

L'analyse des caractéristiques de pluie se simplifie considérablement si elle est conduite à l'échelle des séquences de pluies continues, puis à celle des averses. Leur description (nombre d'averses, formes, dépendance entre averses, ...) en fonction des saisons et peut-être des types de pluie pourrait constituer une suite à ce travail de thèse. En s'inspirant du modèle au pas de temps horaire proposé par Croley, 1978, et repris en France par Tourasse, 1981 puis Cernesson, 1993, cette étude permettrait de développer un générateur de pluies adapté aux besoins de l'hydrologie urbaine, de même que des pluies types .

III.4 Comparaison avec d'autres résultats dans la région

Les étapes précédentes nous ont conduit à divers résultats valables sur le domaine recouvert par le département de Seine-Saint-Denis. Nous comparons ici les résultats relatifs aux intensités moyennes maximales avec ceux obtenus dans le Nord de la France en général et en Ile-de-France en particulier. Il s'agit d'illustrer la diversité de ces résultats mais aussi de proposer quelques commentaires concernant leur élaboration.

Les comparaisons sont menées avec les résultats provenant des échantillons suivants :

- échantillon régional du département du Val-de-Marne (DSEA-94) : période 1983-1992 ;
- échantillon régional (3 postes) du bassin versant expérimental de l'Orgeval (CEMAGREF) : 1972-1992 ;
- échantillon régional du service météorologique départemental du Val-d'Oise : période 1989-1992 (Météo-France - DIRIC) ;
- échantillon ponctuel du pluviomètre de Paris-Montsouris : 9 années de mesures disponibles entre 1976 et 1990 ; 30 années entre 1949 et 1978 ; les 5 intensités maximales (pluies continues) observées par Grisollet entre 1897 et 1946 et les 26 intensités maximales annuelles les plus fortes observées entre 1927 et 1978 ;
- *échantillon régional constitué pour l'établissement de l'Instruction Technique de 1977.*

Les comparaisons concernent les intensités maximales moyennées sur une durée, de périodes de retour de quelques années à quelques dizaines d'années.

III.4.1 Comparaison avec les mesures du département du Val-de-Marne (DSEA-94)

Le réseau pluviométrique du département Val-de-Marne (245 km^2) est analogue à celui de la Seine-Saint-Denis aussi bien en longévité qu'en densité. La comparaison porte sur les séries régionales d'intensités maximales annuelles, constituées d'après les séries les plus longues. Ces données sont extraites de Gras et Ribeyre, 1991 pour la période 1983-1989 et de la base de données CUMULUS du Val-de-Marne pour 1990 à 1992.

On ne note pas de différence significative entre les quantiles estimés d'après les deux échantillons si ce n'est des valeurs légèrement supérieures en Seine-Saint-Denis pour les pas de temps de 15 et 30 minutes. On note en effet pour ces deux pas de temps un écart de +15-20% sur les pluies décennale et vingtennale en faveur de la Seine-Saint-Denis.

III.4.2 Comparaison avec les mesures du BVRE de l'Orgeval (CEMAGREF)

Le réseau pluviométrique du BVRE de l'Orgeval a été développé à partir du milieu des années 60, et comporte une vingtaine de postes répartis sur 105 km^2. Si au cours des dernières années, la résolution en temps est passée à quelques minutes, c'est sur une base de 30 minutes au moins que l'on procédera aux comparaisons car auparavant, le système d'acquisition graphique n'autorisait pas une meilleure précision. Nous disposons de trois postes éloignés entre eux d'environ 7 à 10 km, les postes 9, 16 et 28 de ce réseau.

La comparaison porte premièrement sur les courbes IDF ajustées sur toute la période de mesures disponible : 1976-1992 pour le département de Seine-Saint-Denis et 1972-1992 pour le réseau de l'Orgeval, et deuxièmement sur la période de mesures commune aux deux réseaux, soit : 1976-1992.

Les estimations du réseau de l'Orgeval sont équivalentes à celles de la Seine-Saint-Denis pour les pas de temps de 2 et 4 heures. Elles sont inférieures de 10-15% au pas de temps de 1 heure et de 20-25% environ au pas de temps de 30 minutes.

III.4.3 Comparaison avec les mesures du Val-d'Oise (Météo-France - DIRIC)

Les mesures de cinq postes pluviométriques du Val-d'Oise, appartenant à Météo-France, et implantés depuis 1987 à 1989 ont permis d'effectuer des estimations d'intensités de périodes de retour de quelques semaines à 1 an. En les comparant avec celles que l'on obtient au cours de la même période sur les pluviomètres de Seine-Saint-Denis, on constate que les appareils du Val-d'Oise ont mesuré des intensités de l'ordre de 10 à 15% plus faibles. Il est toutefois difficile de conclure à une hététérogénéité dans la mesure où les séries comparées sont de faibles durées.

III.4.4 Comparaison avec les mesures de Paris-Montsouris

Ce poste présente la plus longue série d'observations pour toute la moitié nord de la France. Elle n'a cependant pas fait l'objet d'une étude systématique de la part de Météo-France. En particulier les mesures antérieures à 1948 ne sont pas digitalisées et les dépouillements manuels effectués sur 900 averses environ par Grisollet ne sont pas consultables. Par recoupement et consultation de diverses publications on peut citer les travaux suivants relatifs à diverses périodes d'exploitation.

Période 1897-1946 : Grisollet, 1948

Grisollet a étudié les mesures relatives aux 900 plus fortes averses enregistrées entre 1897 et 1946 : seuls les ajustements qu'il a effectués sur les intensités maximales demeurent, ainsi qu'un extrait des tableaux de dépouillement. Les tableaux originaux comportant l'ensemble des valeurs observées ne sont pas disponibles. Le travail de Grisollet porte sur les intensités maximales classées, concernant des *pluies continues* dans le temps. Ainsi, un maximum en 4 heures est le fait d'une seule pluie ininterrompue.

Grisollet a exploité les séries d'intensités maximales sur des durées de pluies continues, ce qui induit des sous-estimations des cumuls sur des pas de temps supérieurs à quelques dizaines de minutes. Les quantiles ont été estimé à l'aide du rapport rang/taille de l'échantillon, ce qui sous-estime en moyenne les périodes de retour des observations, notamment celles de premiers rangs.

Il propose pour la période de retour décennale : $Imax(\Delta t, T=10ans) = 660 \cdot \Delta t^{-0.7}$

Il préfère à cette expression un ajustement de type Talbot en raison d'un écart quadratique moyen plus favorable entre les estimations et les observations.

On dispose :

- d'ajustement d'une expression du type : $Imax(\Delta t,T) = \frac{a(T)}{\Delta t+b(T)}$ pour des valeurs de Δt variant de 6 mois à 50 ans.

- des observations correspondant aux périodes de retour empiriques (T=N/r) : 50 ans, 20 ans, 10 ans, 5 ans, 2 ans, 1 an et 6 mois.

Tableau XXXIII : : Paramètres de l'expression de Talbot estimé par Grisollet, 1948, sur les séries de pluies continues de Paris-Montsouris 1896-1945

Loi de Talbot	Période de retour en années						
	0.5	1	2	5	10	20	50
a	500	830	1400	2100	2590	2850	3220
b	4	5	7	9	10	10	11

Période 1927-1978 : M.Calvet, 1980

Calvet a relevé les intensités maximales annuelles pour des pas de temps de 1 minute à 24 heures et pour la période 1927-1978 ; ces intensités concernent des *pluies continues ou discontinues* : ainsi, un maximum en 4 heures peut résulter de deux pluies.

Calvet a exploité les mesures acquises sur le pluviographe Jules Richard entre 1927 et 1978. Les échantillons comportent les intensités moyennes maximales sur des durées de pluies continues ou discontinues. Il a ajusté des lois de Gumbel afin d'estimer les quantiles en se limitant aux périodes de retour supérieures à 5 ans.

Tableau XXXIV : : Ajustement d'expressions de Montana et de Talbot sur l'échantillon des valeurs maximales annuelles de Paris-Montsouris 1927-1978. Calvet, 1980.

		Périodes de retour T en années				
		5	10	25	50	100
Montana	a(T)	280.8	309.0	349.8	379.2	408.6
	b(T)	-0.566	-0.523	-0.494	-0.494	-0.463
Talbot	a(T)	2052	3090	4152	4956	5778
	b(T)	10.6	15.0	17.9	19.7	21.3

Période 1949-1978 : L.H.M.

le LHM a travaillé sur la série digitalisée de 1949 à 1978 : toutes les mesures sont disponibles dans une banque de données. Ces mesures comportent dans une première partie de 1949 à 1956, les mesures du pluviographe Jules Richard, dont Grisollet et Calvet ont fait l'exploitation. Il comporte par la suite les mesures d'un pluviographe à augets basculeurs, type Précis Mécanique avec une bague de 2000 cm2.

Pour la période de retour décennale, l'ajustement suivant a été proposé :

$$Imax(\Delta t) = 1434 \cdot \Delta t^{-0.88} \qquad \textbf{(92)}$$

Période 1979-1992 :

Les années 1979, 1980 et 1981 ne sont pas digitalisées. Les années suivantes font l'objet d'un enregistrement continu dans la banque de données de Météo-France, avec cependant quelques périodes de lacunes : une partie importante des années 1987, 1988 et 1989 ; restent exploitables pour la recherches des intensités maximales les 6 années : 1982 à 1986, 1990.

Ces mesures ne seront exploitées qu'en complément de la série 1949-1978.

On constate que les divers travaux donnent des résultats assez différents. Certes les variations entre les méthodes employées jouent un certain rôle dans cette diversité. En fait, une autre cause importante doit être considérée : les périodes analysées ne sont pas les mêmes, et notamment, la présence d'événements très rares dans certains échantillons provoque un biais dans les estimations.

Les études de Calvet et du LHM procurent des estimations de pluies décennales plus importantes que Grisollet aux pas de temps de 30 et 60 minutes. Il se trouve que deux événements majeurs figurent dans les échantillons des deux premiers, dont on ne rencontre aucun équivalent dans l'échantillon du dernier. Ces événements classés de rangs 1 et 2, de périodes de retour empiriques de 72 ans et 30 ans (pour Calvet) et, 43 ans et 18 ans pour le LHM, auraient en fait une période de retour (toujours empirique) de 128 ans et 53 ans sur l'ensemble de la période 1897-1990. Par le seul jeu du hasard, ces deux événements, les plus forts observés en 1 heure l'ont été à 17 ans d'intervalle (le 19/07/1955 : 64.4 mm/h et le 20/07/1972 : 51.0 mm/h), intervalle figurant dans les 50 ans exploités par Calvet et dans les 30 ans exploités par le LHM, et non dans les 50 ans de Grisollet. Ces deux valeurs extrêmes tendent à rehausser de 10% environ les quantiles décennal et vingtennal sur 60 minutes calculés par Calvet et le LHM.

Nous comparons ci-après les valeurs de premiers rangs des divers échantillons, et leurs périodes de retour empiriques $T = (N+0.4) / (r-0.3)$, avec N le nombre d'années de mesures et r le rang de l'observation.

Il apparait que des réalisations de périodes de retour approximativement égales à 20-40 ans dans l'échantillon du LHM deviennent de l'ordre de 30-70 ans dans celui de Calvet et de 50-120 ans dans l'échantillon rassemblé.

Tableau XXXV : Valeurs de premiers rangs et périodes de retour empiriques des différents échantillons étudiés à Paris-Montsouris.

Δt en mn	Grisollet (50 ans) (sf 5-15 mn : 20 ans)	Calvet (50 ans)	LHM (30 ans)	Grisollet+ LHM+comp l (86 ans)
5	173 (29) 166 (12)	154 (72) 144 (30) 132 (19)	180 (43) 149 (18) 132 (11)	180 (81) 173 (33) 166 (21)
15	111 (29) 105 (12)	130 (72) 112 (30) 111 (19)	122 (43) 80.8 (18) 75.6 (11)	122 (81) 111 (33) 105 (21)
30	76 (72) >=71 (30)	94.2 (72) 76.4 (30) 69.6 (19)	93.4 (43) 63.0 (18) 60.2 (11)	93.4 (123) 76.0 (51) >=71 (32)
60	44 (72) >=40 (30)	61.9 (72) 52.5 (30) 44.1 (19)	64.4 (43) 51.0 (18) 41.6 (11)	64.4 (123) 51.0 (51) 44.0 (32)
120	23 (72) >=19 (30)	32.9 (72) 32.1 (30) 23.5 (19)	33.2 (43) 32.6 (18) 21.7 (11)	33.2 (123) 32.6 (51) 23.0 (32)
240			16.7 (43) 11.3 (18) 8.6 (11)	16.7 (123) 11.3 (51) 8.6 (32)

Tableau XXXVI : Valeurs décennales correspondant aux divers ajustements réalisés à Paris-Montsouris.

T = 10 ans	Grisollet - 50 ans		Calvet - 50 ans		LHM 30 ans
	Montana	Talbot	Montana	Talbot	Montana
5 mn	214	173	133	155	
15 mn	99.1	104	75.0	103	
30 mn	61.0	64.8	52.2	68.7	
60 mn	37.6	37.0	36.3	41.2	39.0
2 hr	23.1	19.9	25.3	22.9	21.2
4 hr	14.2	10.4	-	-	11.5

III.4.5 Comparaison par rapport à l'échantillon régional de la Région Pluviométrique I

Les résultats de la commission Loriferne ont été obtenus par une méthode peu simple, dont l'effet principal est de donner une estimation par excès des intensités de période de retour donnée (Hémain, 1986) :

- ajustement d'une loi de Montana sur chaque site de mesures (21 sites) ;
- estimation sur chaque site des intensités moyennes pour divers pas de temps et périodes de retour d'après cette loi ;
- pour chaque pas de temps et chaque période de retour, classement par valeurs décroissantes des résultats obtenus aux différents sites ;
- pour chaque pas de temps et chaque période de retour, calcul de la moyenne des valeurs de rang 2 et 3 du classement par valeurs décroissantes : cette opération introduit un biais par excès dans des estimations d'ores et déjà modifiées (elles résultent d'un ajustement de Montana sur peu de valeurs) ;
- à l'aide des valeurs ainsi estimées, ajustement d'une loi de Montana.

On a retiré la valeur de rang 1 en raison de sa forte variabilité. La moyenne des valeurs de rang 2 et 3 s'apparente à l'application empirique d'un coefficient de sécurité. Elle peut correspondre en effet à une estimation empirique de la borne supérieure de l'intervalle de confiance au seuil de 70-80 % (100 - 2*(2 ou 3 postes)/21 postes * 100) des quantiles recherchés, si l'on avait une vingtaine d'années de mesures.

Bien que peu performante sur la gamme 5 minutes - 2 heures, la loi de Montana a été retenue en raison de son intérêt pour le modèle de Caquot. Elle permet en effet d'y intégrer l'information pluviométrique en préservant un mode de résolution explicite.

Sur le même échantillon, Bedel et Colin, 1980, effectuent des ajustements de lois statistiques pour les pas de temps de 1 heure à 48 heures et en employant la méthode des stations-années.
Ils proposent un ajustement de l'expression de Montana dans lequel le paramètre b(T) est constant pour les périodes de retour de 2 à 20 ans.

Leurs résultats sont donc a priori plus proches de la réalité que les précédents, car l'on n'introduit aucun biais dans les estimations. On observe notamment, pour les pas de temps communs aux deux ajustements, un écart de + 25% des premiers par rapport aux seconds.

Les tableaux ci-après récapitulent les coefficients de la loi de Montana obtenus respectivement pour l'Instruction Technique de 1977, et Bedel et Colin, 1980, ainsi que les intensités correspondantes.

Tableau XXXVII : Ajustements de lois de Montana sur l'échantillon régional de la Région Pluviométrique I (moitié nord de la France).

		Période de retour T en années				
		1	2	5	10	20
Instruction Technique 1977	a(T)	186	222	300	354	-
	b(T)	-0.64	-0.62	-0.61	-0.59	-
Bedel-Colin 1980	a(T)	-	408	504	588	684
	b	-	-0.775	-0.775	-0.775	-0.775

Tableau XXXVIII : Intensités maximales en mm/h correspondant à divers pas de temps et périodes de retour, estimées d'après les lois de Montana ajustées sur l'échantillon régional de la Région Pluviométrique I : ajustements de l'Instruction Technique 1977 (IT 77) pour Δt de 5 mn à 2 heures, et de Bedel et Colin, 1980, pour Δt de 1 h à 48 h.

Pér.de retour (années)		Pas de temps en minutes						
		5	15	30	60	120	240	720
2	IT77	81.8	42.0	27.0	17.5	11.5	-	-
	B-C				17.0	9.9	5.8	4.2
5	IT77	112	58.0	38.0	24.5	16.2	-	-
	B-C				21.0	12.3	7.2	5.2
10	IT77	137	72.0	48.0	31.5	21.0		
	B-C				24.5	14.3	8.4	6.1
20	B-C					16.7	9.7	7.1

Nous retiendrons pour les comparaisons, les résultats de Bedel et Colin, 1980, bien que commençant au pas de temps de 1 heure. Pour les pas de temps de durées inférieures, nous considérerons que l'Instruction Technique de 1977 donne des estimations par excès en raison de la méthodologie retenue.

Les résultats obtenus pour la Seine-Saint-Denis sont plus forts que ceux de la Région I pour les pas de temps inférieurs ou égaux à une heure. Les écarts sont de l'ordre +20% au pas de temps de 1 heure et deviennent égaux au delà de cette durée.

III.4.6 Synthèse des observations

Les diverses comparaisons effectuées ci-dessus peuvent être résumées comme suit en ce qui concerne les périodes de retour supérieures à 2 ans :

- pour des pas de temps inférieurs à 2 heures, les estimations de Paris-Montsouris sont toujours supérieures à celles de la Seine-Saint-Denis, du Val-de-Marne, du Val d'Oise, du bassin de l'Orgeval et de la Région I (estimations de Bedel et Colin, 1980). Par rapport aux estimations de l'Orgeval, Paris-Montsouris donne des écarts de +20% aux pas de temps de 15 minutes et 2 heures, et de +35-40% par rapport aux estimations en 30 minutes et 1 heure ;

- les résultats de Seine-Saint-Denis sont toujours situés entre ceux de l'Orgeval et ceux de Paris-Montsouris. Ils sont égaux avec ceux de Paris-Montsouris au pas de temps de 15 minutes, entre les deux pour 30 minutes et 1 heure et égaux avec ceux de l'Orgeval pour 2 heures ;

- les quantiles estimés régionalement en Seine-Saint-Denis et dans le Val-de-Marne sont très proches sauf pour les pas de temps de 15 et 30 minutes, pour lesquels, aux périodes de retour de 10 et 20 ans, des écarts de 10-15% sont constatés en faveur de la Seine-Saint-Denis.

- les résultats du bassin de l'Orgeval sont semblables à ceux de la Région I (estimations de Bedel et Colin, 1980).

- tous les résultats sont équivalents au pas de temps de 4 heures.

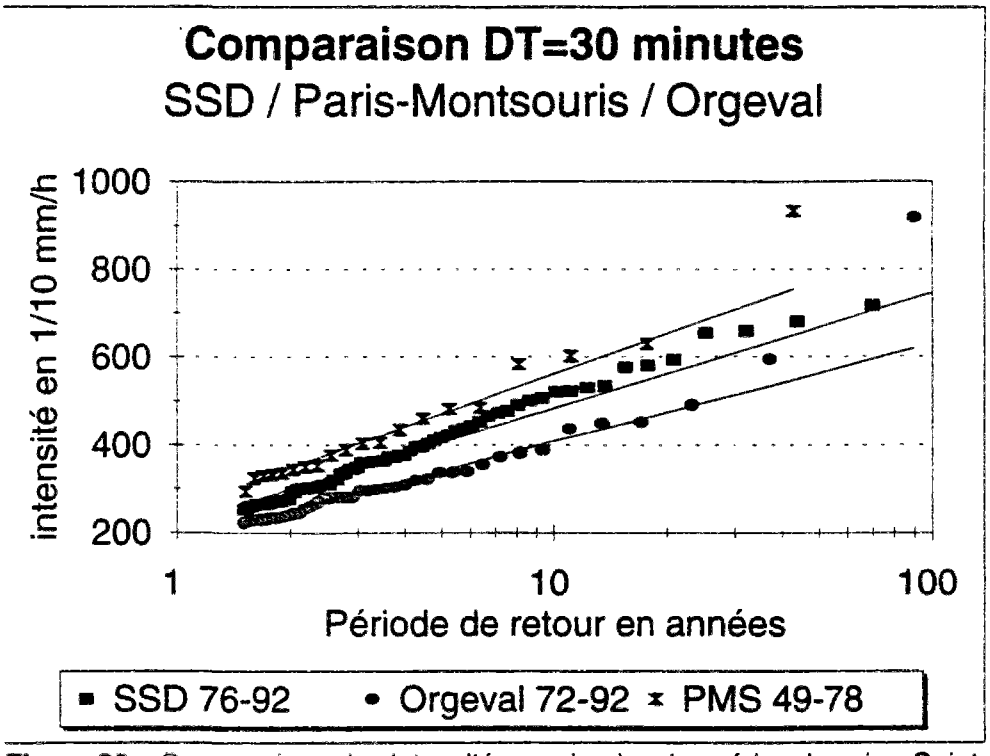


Figure 29 : Comparaison des intensités maximales des séries de seine-Saint-denis de Paris-Montsouris et du bassin de l'Orgeval. Pas de temps de 30 minutes.

Ces résultats sont issus de l'exploitation d'appareils différents sur des périodes différentes et ne sont donc pas concluants. Cependant, si des différences doivent exister entre les statistiques d'intensités maximales de ces séries, elles devraient se limiter aux durées inférieures à 2 heures. Si un effet urbain doit exister, il est déjà moindre en Seine-Saint-Denis, y compris le poste de Bagnolet, qu'à Paris-Montsouris et n'excède pas +20% par rapport aux estimations de la Région I aux pas de temps inférieurs ou égaux à 1 heure.

Cette étude mériterait d'être approfondie en exploitant les mesures d'autres postes d'Ile-de-France afin d'élucider la question de l'effet urbain sur la fréquence et l'intensité des pluies. Pour être fiables, les comparaisons devraient porter sur des périodes communes et des appareillages semblables. Elles devraient aussi être réalisées sur la base d'estimations robustes, excluant certains événements exceptionnellement forts et survenant ici ou là au gré des fluctuations d'échantillonnage. Pour aller plus loin l'étude devrait porter également sur les durées de pluies continues et d'averses, de même que sur l'influence de la saison, du type de temps et éventuellement d'autres paramètres météorologiques.

III.5 Fréquence des désordres à l'échelle d'un bassin versant

A l'issu de ce chapitre sur les pluies ponctuelles, il semblait utile de proposer quelques réflexions sur les rapports existant entre fréquence des pluies ponctuelles et fréquence des désordres sur un bassin versant. Le problème n'est en effet pas aussi simple que ne le laisseraient supposer les apparences.

Nous voulons illustrer simplement le découplage qui existe entre période de retour d'une pluie ponctuelle et période de retour des désordres sur un bassin versant en intégrant deux aspects importants : la durée au cours de laquelle un événement de fréquence donné se produit et le phénomène d'épicentrage.

Premier aspect : la durée

Lorsqu'une pluie dépasse un seuil de période de retour donnée, ce seuil est considéré par rapport à une durée. Pour d'autres durées, le seuil de même période de retour n'est pas nécessairement dépassé au cours de cette pluie. Ainsi, dans une chronique de pluie, certaines pluies sont décennales en 5 minutes, d'autres en 10 minutes, et ansi de suite. Ces pluies ne sont pas toujours les mêmes, de telle sorte que sur une période donnée, la fréquence d'apparition d'une pluie décennale sur au moins un pas de temps est supérieure à celle que l'on aurait en se limitant à l'observation d'un seul pas de temps.

Imaginons que sur un bassin versant de taille limitée, la pluie puisse être représentée par sa mesure en un seul point et qu'elle y est distribuée uniformément. Imaginons en outre que le système d'assainissement de ce bassin soit correctement dimensionné sur la base de la pluie ponctuelle décennale sans abattement. Dans ce cas d'école, chaque pluie décennale sur une durée donnée entraînera une défaillance quelque part sur le bassin. Sur des durées courtes, il s'agira de défaillances localisées en tête de réseau, tandis que sur des durées plus longues, on aura des défaillances plus importantes en aval du bassin.

Théoriquement, dans le cas que nous venons de décrire, la probabilité annuelle P d'observer une défaillance suite à une intensité de période de retour T donnée devrait être au moins égale à :

$$P = \int_{\Delta t = 0}^{T_c} P_T(\Delta t) \cdot dt \qquad (93)$$

avec Tc, le temps de concentration du bassin versant, Δt, le pas de temps et $P_T(\Delta t)$ la probabilité annuelle d'observer une réalisation de période de retour T au pas de temps Δt, sachant que l'on a retiré de l'échantillon les pluies présentant déja une période de retour T sur un pas de temps inférieur à Δt.

Le tableau suivant illustre ce phénomène, à l'aide de série régionale de mesures du département de Seine-Saint-Denis.

Tableau XXXIX : Période de retour en années d'une défaillance sur un bassin versant en fonction de son temps de concentration et de la période de retour retenue pour son dimensionnement.

Période de retour de dimensionnement	Temps de concentration en minutes			
	qq.minutes	15	30	60
5 ans	5	4.1	3.3	3.1
10 ans	10	6.7	5.3	4.2
20 ans	20	11.1	9.1	6.3

Pour le pas de temps de 30 minutes, ce tableau montre qu'un dimensionnement vingtennal se traduira par une défaillance en moyenne tous les 9 ans.

Second aspect : l'épicentrage

La fréquence d'observation d'un dépassement de seuil en un point quelconque d'un domaine augmente en fonction de sa surface. Nous avons décrit ce phénomène au § III.1.3. Ainsi, ce que nous venons de dire à l'échelle d'un petit bassin versant peut être étendu au cas de bassins versants plus grands. Cela constitue une cause supplémentaire d'accroissement de la fréquence de défaillance en un point quelconque du bassin versant. Le phénomène devient plus difficile à décrire et ne s'additionne pas au précédent en raison de l'autocorrélation possible à l'intérieur des champs de pluie.

Ces deux effets, et ils ne sont probablement pas les seuls, montrent que l'on ne peut pas associer une probabilité ponctuelle de pluie à une probabilité de défaillance sur un bassin versant. Des tailles croissantes de bassins versants entraînent l'accroissement respectivement du temps de concentration et du phénomène d'épicentrage.

III.6 Conclusions

L'étude du réseau dense de pluviomètres de Seine-Saint-Denis montre que les séries ponctuelles d'intensités moyennes maximales d'événement peuvent être considérées comme statistiquement homogènes sur la surface du département. Au seuil de rejet de 10%, on ne peut en effet rejeter cette hypothèse que sur un seul poste, le poste de Bagnolet (poste 4), et ce pour des pas de temps de 15 à 60 minutes. Sur les 7 postes testés, il n'est pas anormal que l'un d'eux soit rejeté car on travaille avec un risque de première espèce de 10%, ce qui signifie que l'on a 10% de chance de rejeter l'hypothèse d'homogénéité sur un poste alors qu'elle est vraie.

Les ajustements régionaux que l'on peut effectuer à l'aide de ces mesures (7 postes avec 17 ans de mesures) sont équivalents à ceux que procureraient, sous condition d'homogénéité spatiale et de stationnarité (dans le temps), des séries ponctuelles de 30 à 60 ans environ suivant le pas de temps retenu.

Mises sous forme adimensionnelle par l'intermédiaire d'un facteur d'échelle simple, la moyenne de la série, on constate que la loi de distribution des observations de périodes de retour supérieures à 1 à 2 ans est invariante pour les pas de temps de 10 à 60 minutes, et qu'à des fins opérationnelles, elle peut être considérée comme telle pour les pas de temps de 2 et 4 heures.

L'analyse saisonnière des observations révèle une forte disparité entre les mois hivernaux (octobre-novembre à avril) et les mois estivaux (mai à septembre), disparité fonction du pas de temps. Si les mois d'hiver peuvent être considérés comme approximativement homogènes les uns par rapport aux autres, il n'en est plus de même pour les mois d'été pour lesquels, et notamment aux pas de temps les plus faibles, les mois de juin, juillet et août présentent observations les plus fortes, aussi bien en intensités qu'en nombres d'observations. Si des intensités très fortes peuvent survenir au cours de n'importe quel mois d'été (de mi-mai à fin septembre), leurs fréquences sont plus importantes au cours des mois de juin et juillet, ce qui pour des intensités égales, correspond à de plus faibles périodes de retour.

On constate également une forte variation diurne des probabilités d'apparition de fortes intensités. Le taux d'occurrences fluctuant dans un rapport de 1 à 3-4 entre 7 heure (TU) et 15 heures (TU).

L'existence d'un cycle hebdomadaire, pouvant résulter des activités humaines n'est pas démontrée, même si dans l'échantillon et pour les pas de temps inférieurs ou égaux à 1 heure, les nombres d'occurrences sont plus élevés en milieu de semaine que le reste de la semaine. Les écarts observés sont justifiables sur la base des fluctuations d'échantillonnage et sont légèrement plus forts que les écarts constatés entre les différents postes.

Les estimations régionales de Seine-Saint-Denis sont analogues à celles de la série de Paris-Montsouris, sauf pour les pas de temps de 30 minutes et 1 heure pour lesquels des différences légèrement significatives sont observées. Il existe dans l'échantillon de Calvet, 1980, deux événements au pas de temps de 1 heure dont la période de retour est probablement supérieure à 50 ans (si l'on se réfère à la fois aux observations de Calvet et de Grisollet). Ces statistiques sont donc probablement biaisées par excès avec un ordre de grandeur d'environ +10% pour les périodes de retour décennale et vingtennale. Considérées seules, sans être replacées dans un contexte régional, elles ne devraient pas servir de référence en Ile-de-France.

Les estimations de Seine-Saint-Denis sont par ailleurs supérieures de 20% par rapport à celles du bassin versant de l'Orgeval et de la Région pluviométrique I (estimations de Bedel et Colin, 1980), pour les pas de temps de 30 minutes et 1 heure. Etant donné que depuis 1973, date de leur élaboration, plus de 20 ans se sont écoulés, il serait opportun de mettre à jour les statistiques de la Région I en adoptant cette fois la méthodologie de Bedel et Colin, 1980. Des comparaisons plus efficaces pourraient alors être conduites.

Chapitre IV - Les précipitations à l'échelle d'un bassin versant urbain

Ce chapitre est consacré à l'étude des événements pluvieux à l'échelle d'un bassin versant. Par rapport à l'étape précédente au cours de laquelle on étudiait les précipitations ponctuellement sur un pluviomètre, on intègre ici de manière approchée leur dimension spatiale. Cela permet une amélioration de la représentation des phénomènes qui nous intéressent car au delà d'une certaine taille de bassin versant, et selon les pas de temps considérés, l'hétérogénéité des champs de précipitations ne peut plus être négligée.

Comme précédemment, les pas de temps concernés sont de quelques minutes à quelques heures. Les dimensions spatiales s'échelonnent de quelques centaines à quelques milliers, voire quelques dizaines de milliers d'hectares.

La première partie de ce chapitre décrit les échantillons retenus pour ce travail. La seconde partie donne quelques observations générales sur les champs de pluie : nombres de postes touchés par des intensités supérieures à différents seuils et corrélogrammes spatiaux. La troisième partie aborde l'hétérogénéité des précipitations par le biais du coefficient d'abattement autour de l'épicentre. La dernière partie, enfin, traite de la distribution statistique des lames d'eau sur une surface, par l'intermédiaire de la notion de coefficient d'abattement probabiliste.

IV.1 Constitution des échantillons

L'étude des pluies dans leur dimension spatiale est réalisée à l'aide de deux échantillons de mesures conjointes :

- l'échantillon des couples de mesures observés sur l'ensemble des couples de postes que l'on peut former à l'aide du réseau ; ces couples sont regroupés par classe de distance ;
- un échantillon de triplets de mesures observés sur des ensembles de trois postes.

Deux raisons président à ce choix :

- la densité de postes disponible :

  Avec des densités variant localement de 1p./300 ha à 1 p./2000 ha environ et sauf cas de très grands bassins versants (> 5000 hectares), on trouve rarement plus de 3 à 4 postes sur un bassin donné.

- la nécessité d'étendre les séries par agrégation :

  Les échantillons de mesures conjointes présentent de très faibles tailles, de quelques années tout au plus. Aussi, en admettant l'hypothèse d'homogénéité spatiale, on cherche à constituer des échantillons régionaux de tailles plus grandes.

  A égalité de surface représentée, la géométrie d'un l'ensemble de postes (nombre et positions relatives des appareils) est susceptible d'influencer la statistique des lames d'eau estimées. Pour s'en affranchir, les agrégations ne sont réalisées qu'avec des ensembles de configurations géométriques semblables, ce qui les limite à des géométries simples : des couples de postes et des triplets de postes répartis approximativement selon des triangles équilatéraux. En effet, compte-tenu de la géométrie irrégulière du réseau, travailler sur des ensembles comportant plus de postes s'avère délicat car on trouve difficilement deux ensembles de même géométrie, susceptibles d'être agrégés.

On aboutit ainsi avec les triplets à des séries régionales comportant de 10 à 40 ans de mesures conjointes, représentatives de bassin sans allongement. L'effet de l'allongement n'est pas étudié ici.

IV.1.1 Analyse des couples de mesures

Les couples du premier échantillon sont tous ceux que l'on peut constituer d'après le réseau de Seine-Saint-Denis, en se limitant cependant à des distances interpostes de 10 km.

Tableau XL : Nombres de couples (Nbc) et nombres d'années-stations (A/S) par classe de distance entre les postes.

	Distance interposte en kilomètres									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nbc	1	7	13	11	17	16	23	15	27	16
A/S	14	65	109	79	148	172	182	122	233	146

Le nombre d'années-stations dans chaque classe de distance peut sembler très important. En réalité, ce type d'échantillon comporte un grand nombre d'informations redondantes car chaque poste peut intervenir dans plusieurs couples.

On notera que la classe de distance la plus faible (1.5 km) est peu représentée et correspond au seul couple de postes (Livry-Gargan(02) - Livry-Vaujours (13)). Le réseau pluviométrique de Seine-Saint-Denis ne permet donc pas d'étudier le comportement spatial des précipitations à de faibles échelles de distance comprises entre 0 et 1.5 km.

IV.1.2 Analyse des triplets de mesures

Les triplets du second échantillon sont tous ceux que l'on peut constituer en respectant les contraintes suivantes :

- le plus grand coté du triangle n'excède pas 1.5 fois le plus petit coté ; on obtient ainsi des triplets de postes répartis approximativement selon des triangles équilatéraux et représentatifs de surfaces à faible allongement. On cherche ainsi pour cette première approche à s'affranchir de la question de l'allongement des bassins versants ;

- deux triplets d'un même groupe ne peuvent contenir plus de 1 poste en commun ; on limite ainsi la redondance des informations et la dépendance entre les diverses séries constituées.

On aboutit de cette manière à la constitution de 15 triplets rassemblés en 6 groupes représentatifs de surfaces s'échelonnant de 800 à 10000 hectares : 800, 1500, 3000, 5000, 7500 et 10000 ha.

Estimation de la surface représentée par le triplet

Soit un réseau de pluviomètres à mailles régulières triangulaires et équilatérales, de taille infinie ; la plus petite distance entre deux postes est D :

- la surface d'une maille élémentaire est : $\sqrt{3}/4 * D^2$;
- cette maille est représentée par 3 sixièmes de poste car chaque poste est à partager entre 6 mailles élémentaires, ce qui donne 0.5 poste par maille, soit 1 poste pour une surface S de $\sqrt{3}/2 * D^2$, ce qui correspond à une surface de $3\sqrt{3} / 2 * D^2$ par triplet.

Pour un réseau à mailles irrégulières et de densité variable, ce qui est notre cas, on estime localement les densités en dénombrant le nombre d'appareils présents à l'intérieur de surfaces au sein desquelles ils sont répartis de façon homogène. Pour un triplet de trois postes sensiblement équidistants, on estime localement la densité d'appareils en employant l'expression relative à la densité d'un réseau à mailles triangulaires régulières. Hormis les cas particuliers des bassins versants de Livry-Gargan et de Noisy-le-Grand, servant ou ayant servi à des expérimentations, et sur lesquelles on dispose respectivement de 3 postes avec une densité de 1p./300 ha et 3 postes avec une densité de 1p./500 ha, les densités observées sur notre réseau s'échelonnent de 1p./1000 ha environ à 1p./2000 ha (parties Nord-Ouest et centrale du département).

Tableau XLI : Liste des triplets de postes constitués au sein du réseau de pluviomètres de la Seine-Saint-Denis.

Groupe	Triplet	Poste 1	Poste 2	Poste 3	Durée années	Durée Groupe années	Surface km2
1	1	2	11	13	14	14	8
2	2	9	14	17	11	11	15
3	3	2	5	20	6	12	30
	4	6	15	20	6		
4	5	13	18	20	4	18	50
	6	4	6	12	14		
	7	2	15	18	4		
5	8	14	16	19	4	37	75
	9	11	16	17	10		
	10	3	10	12	6		
	11	1	2	6	17		
6	12	1	9	11	14	42	100
	13	4	6	16	10		
	14	5	6	11	14		
	15	6	13	18	4		

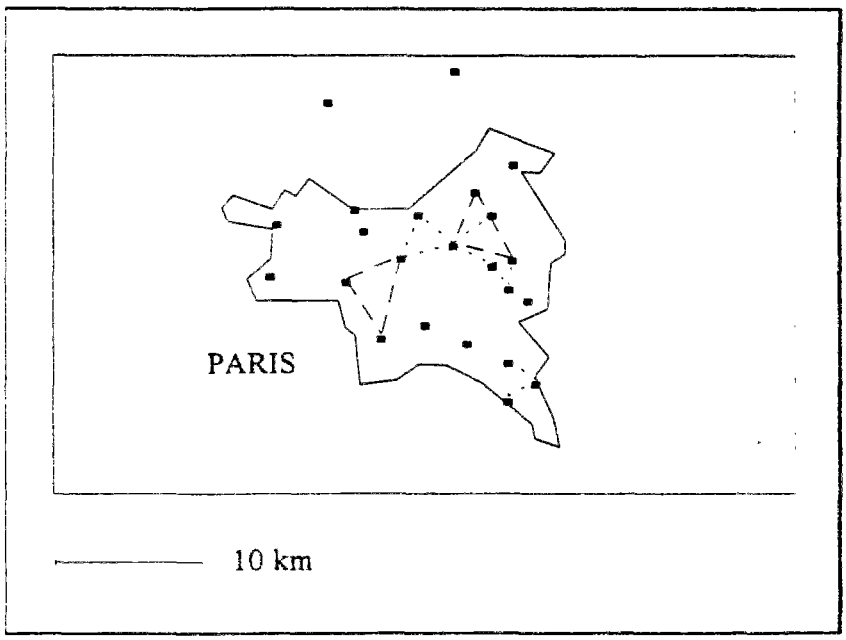


Figure 30 : Triplets des groupes 1 à 4.

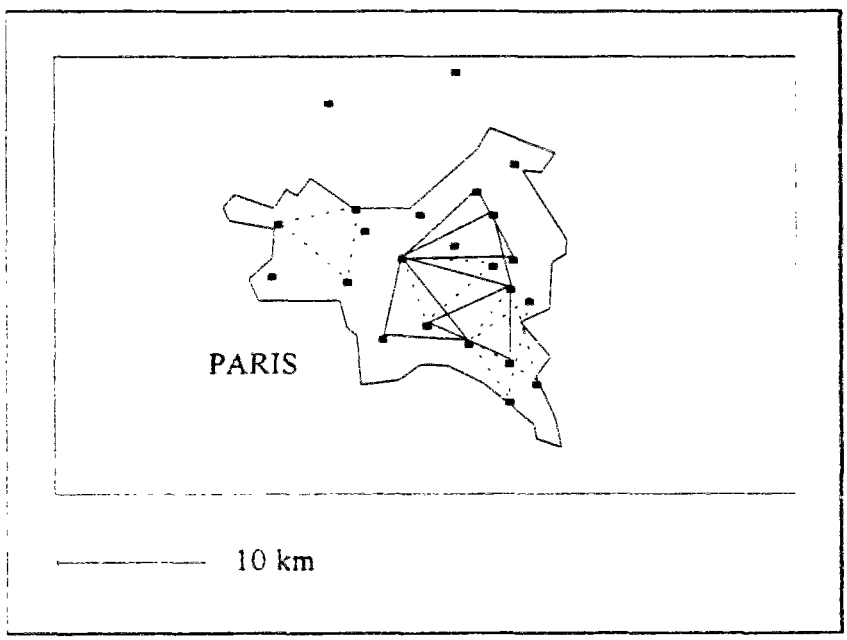


Figure 31 : Triplets des groupes 5 et 6.

IV.2 Observations générales relatives aux champs de pluie

Les échantillons constitués selon la méthode décrite précédemment sont exploités ici afin de mettre en évidence à l'aide de critères simples, l'organisation spatiale des champs de pluie :

- *taux de postes touchés :* les taux de postes touchés en fonction de différents seuils d'intensités caractérisent d'une part l'intermittence des champs de pluie, d'autre part la surface des zones dépassant ces seuils.
- *corrélogrammes :* l'analyse des corrélogrammes décrit le degré de persistance spatiale des phénomènes précipitants.

Ces indicateurs sont analysés ci-après en distinguant les événements par période de retour, par saison et par type de temps.

IV.2.1 Taux de postes touchés

Les images radar de champs de pluie à de petits pas de temps montrent dans certaines situations une forte variabilité des observations dans l'espace. Les zones de fortes pluies n'excèdent pas à un instant donné, des surfaces de quelques km^2, ou quelques dizaines de km^2. Cela porte à conséquence quant à l'analyse du ruissellement sur des bassins versants de superficies analogues ou supérieures. Un bassin versant partiellement concerné par une zone de pluie intense ne réagit pas de la même manière que s'il est entièrement recouvert.

Pour chaque série analysée (séries de 2 ou 3 postes), on peut définir un taux moyen de champs intermittents TxI, et un taux moyen de postes touchés, TxP. Un champ est dit intermittent s'il n'est que partiellement touché par la pluie. Avec des mesures sur M postes, un champ est considéré comme intermittent s'il existe au moins un poste non touché par la pluie.

Le taux de champs intermittents, TxI, représente le rapport entre le nombre de champs intermittents et le nombre total de champs.

Le taux moyen de postes touchés, TxP, représente la moyenne des nombres de postes touchés sur l'ensemble des champs :

$$TxP = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N} NbP\,[\,i\,] \qquad (94)$$

avec : N, le nombre total de champs, NbP[i], le nombre de postes touchés sur le champ i.

IV.2.1.1 Analyse des couples de postes

Les taux de champs intermittents et les taux moyens de postes touchés sont fonction du pas de temps, de la distance séparant les deux postes et de l'importance de la pluie touchant le couple. Le graphique suivant donne pour un seuil de période de retour de une semaine sur la valeur maximale du couple, l'accroissement du taux de couples intermittents en fonction de l'éloignement des deux postes. Les taux de couples intermittents sont très faibles pour des durées supérieures à 30 minutes. Ils peuvent prendre des valeurs supérieures à 10% à de petits pas de temps lorsque la distance séparant les postes augmente.

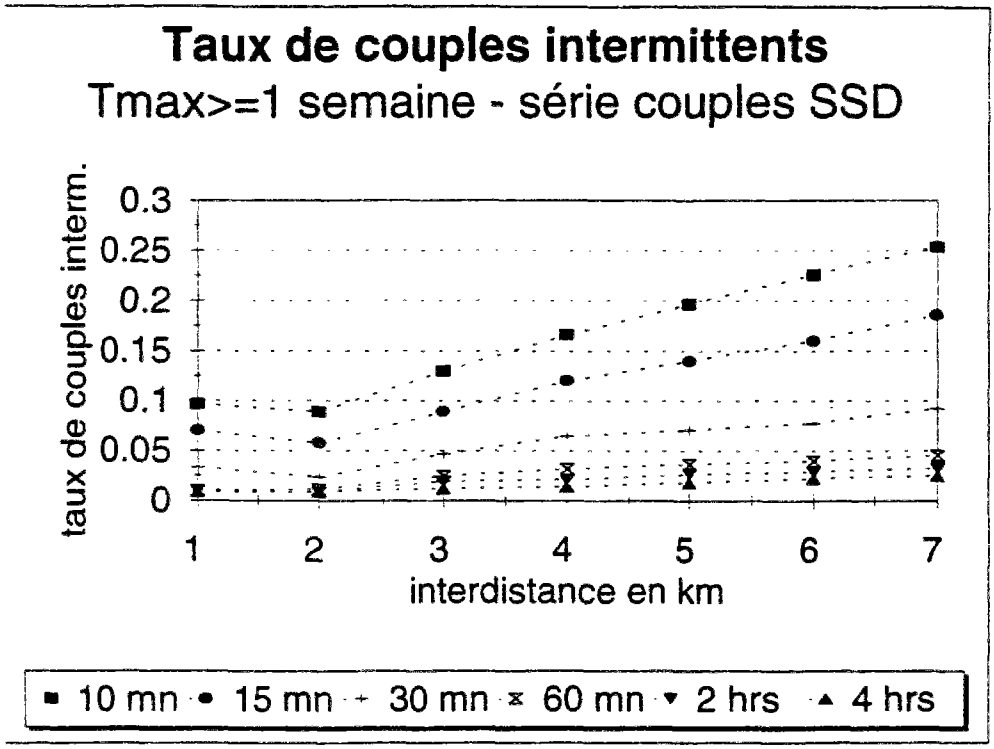


Figure 32 : Evolution des taux de couples intermittents en fonction de la distance des deux postes. La valeur maximale du couple présente une période de retour minimale de 1 semaine.

Les distances auxquelles les probabilités d'observer respectivement 10%, 20% et 30% de valeurs nulles sont données dans le tableau ci-après. On peut constater en moyenne que les distances à partir desquelles l'intermittence devient significative sont de l'ordre de la dizaine de kilomètres, soit bien plus que la taille habituelle des bassins versants urbains. Cette observation moyenne ne doit cependant pas masquer une grande diversité de situations que nous allons mettre en évidence par la suite.

Tableau XLII : Fourchettes de distance en km auxquelles sont atteints différents taux de valeurs nulles (pour des seuils dont la période de retour varie de 6 mois à 10 ans).

taux de valeurs nulles	Pas de temps en minutes					
	5	15	30	60	120	240
10 %	0 - 5	2 - 7	3 - 10	5 - 9	7 - 9	8 - 9
20 %	1 - 9	5 - 14	7 - 16	9 - 11	10 - 16	10 - 20
30 %	7 -13	8 - 15	9 - 17	10 - 14	13 - 25	11 - 30

IV.2.1.2 Analyse des triplets de postes

Pour chaque événement et chaque triplet, on a relevé le nombre de postes touchés au sein du triplet et ce, au moment où l'on observe la lame d'eau moyenne maximale sur les trois postes. Par ailleurs, les événements ont été sélectionnés en considérant plusieurs seuils sur l'intensité maximale épicentrée du triplet. Afin d'observer globalement le comportement de l'intermittence, celle-ci a été estimée dans un premier temps d'après l'ensemble des triplets de postes, indépendamment de leur densité.

Une première analyse sur l'effet du seuil montre que seul le seuil 0 mm/h (échantillon complet) présente un comportement particulier. Les taux d'intermittence sont plus élevés, ce qui n'est probablement qu'un artefact, lié au caractère discret de la mesure de pluie. Pour les seuils dont la période de retour est supérieure à une semaine, les taux d'intermittence sont stables (fig. 33), jusqu'à une période de retour de 1 à 2 ans au delà de laquelle, ces taux diminuent (fig. 34).

Au delà de ce seuil, le taux de triplets avec trois postes touchés varie de 75% environ au pas de temps de 5 minutes à quasiment 100% pour les pas de temps de 1, 2 et 4 heures. Le taux de triplets avec deux postes touchés évolue parallèlement entre 17% et 1% et le taux de triplets avec 1 seul poste touché, de 6% à 1%. Ces observations correspondent à des taux moyens de postes touchés de 90 à 100% environ.

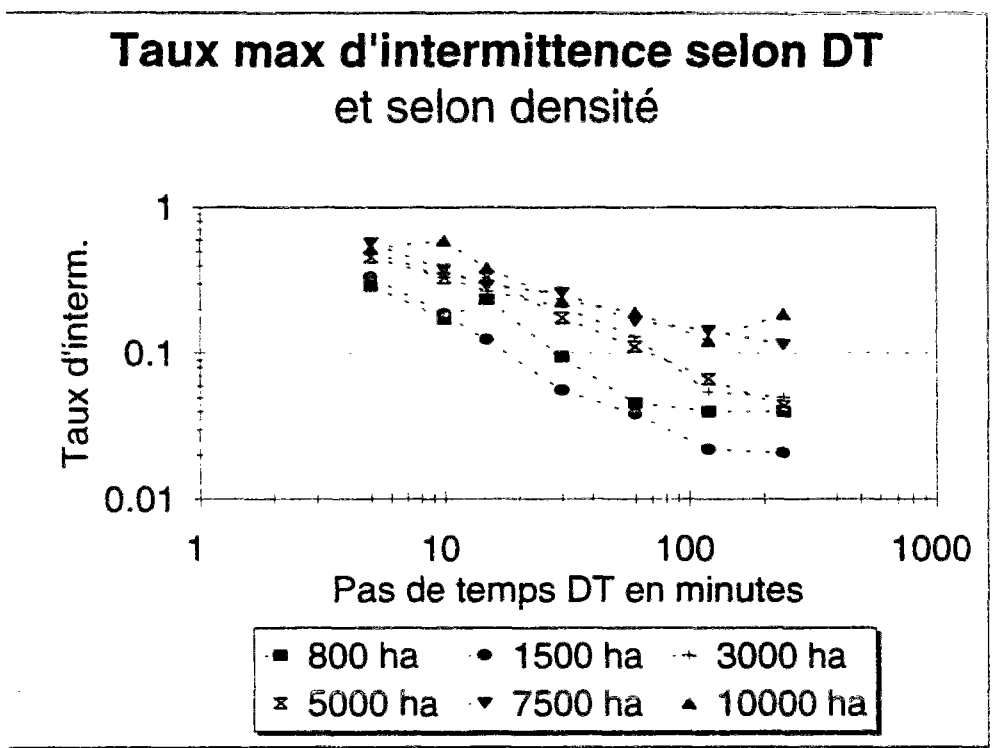


Figure 33 : Evolution du taux de triplets intermittents en fonction du pas de temps et de la surface représentée par le triplet. On a sélectionné les triplets dont l'intensité maximale épicentrée présente une période de retour de 1 semaine au moins.

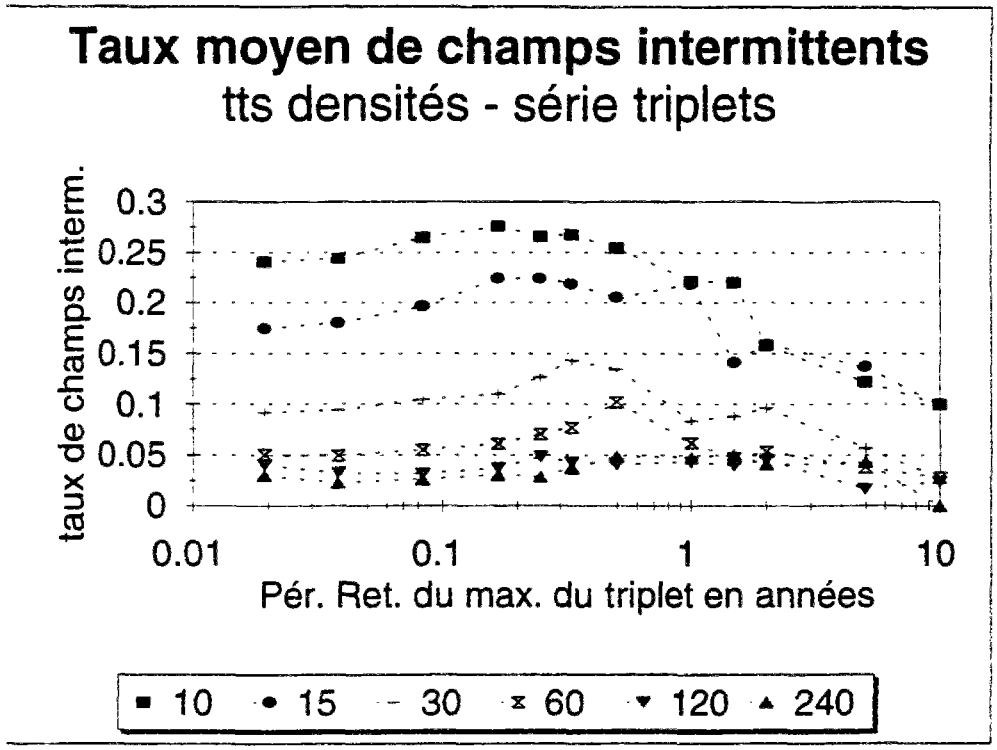


Figure 34 : Effet de la période de retour du maximum des 3 postes sur le taux d'intermittence des champs de pluie.

Tableau XLIII : Taux de postes touchés selon le pas de temps (tous triplets confondus, représentatifs de surfaces de 800 à 10000 hectares) -

Nb de postes touchés	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
3 postes	75	84	89	95	98	99	99
2 postes	17	12	8	4	2	1	1
1 postes	8	4	3	1	0	0	0
TxP %	89	93	96	98	99	99	100

L'intermittence évolue entre les pas de temps de 5 à 60 minutes, traduisant l'effet de l'intégration des mesures dans le temps : les champs de précipitations évoluent en taille et se déplacent. Ainsi, lorsque le pas de temps d'observation augmente, la surface concernée par une pluie augmente.

Afin d'affiner ces résultats, l'intermittence est analysée ci-après selon la densité du triplet (tableau XLIV), puis selon la saison (fig. 35) et le type de temps (fig. 36).

Tableau XLIV : Influence de la densité du triplet sur les pourcentages de nombre de postes touchés. Pas de temps de 10 minutes.

Nombre de postes touchés	Groupe de triplets					
	1	2	3	4	5	6
	800 ha	1500 ha	3000 ha	5000 ha	7500 ha	10000 ha
3 postes	91	91	87	81	78	77
2 postes	7	9	8	14	15	16
1 poste	2	0	5	5	7	7
TxP %	97	97	94	92	91	90

Les groupes 1 et 2, les plus denses, présentent le même comportement vis-à-vis des taux de postes touchés. Par la suite, on tend vers une baisse de ce taux lorsque la surface augmente. Pour 10000 hectares, il reste 77% de triplets pour lesquels les trois postes sont touchés, ce qui dans notre échantillon, et au pas de temps de 10 minutes, limite l'intermittence à un quart des événements au maximum.

Deux saisons ressortent de l'examen des données : une saison hivernale d'octobre à mars et une saison estivale d'avril à septembre. Contrairement aux distributions d'intensités maximales, le mois d'avril serait à classer au sein de la saison estivale, si l'on considère les taux de postes touchés.

Pour des surfaces supérieures à 5000 hectares, les taux de champs intermittents évoluent de 20-50% en été à 10-30% en hiver. Sur les surfaces de 800 et 1500 hectares, les taux d'intermittence constatés sont de 0 à 10% en hiver et de 0 à 20% en été. Les résultats relatifs aux pas de temps de 1 à 4 heures sont très proches.

Les types de temps d'été (1, 5 et 6) présentent les taux de champs intermittents les plus forts avec 30-50% de cas pour le type de temps 6 et 20-40 % environ pour les types de temps 1 et 5. Ces résultats sont à rapprocher de ceux relatifs aux distributions d'intensités maximales. Le type de temps 6 se distingue, rappelons le par un taux d'événements forts plus important que les types de temps 1 et 5. On peut donc dire qu'il est le siège de précipitations plus souvent fortes et localisées que les deux autres types. On évolue vers des taux de 10-30 % pour les types de temps essentiellement hivernaux (2, 4. 8 et 9).

En ce qui concerne les surfaces de 800 et 1500 hectares, ces taux sont de 2 à 30% pour le type de temps 6 et de 2 à 15% pour les autres types de temps sauf 2, 8 et 9 pour lesquels on observe des valeurs de 0 à 10%. Le type de temps 6 conserve donc des taux d'intermittence significatifs à ces échelles de surfaces et pour des pas de temps inférieurs à 1 heure. Comme précédemment, les résultats relatifs aux pas de temps de 1 à 4 heures sont très proches.

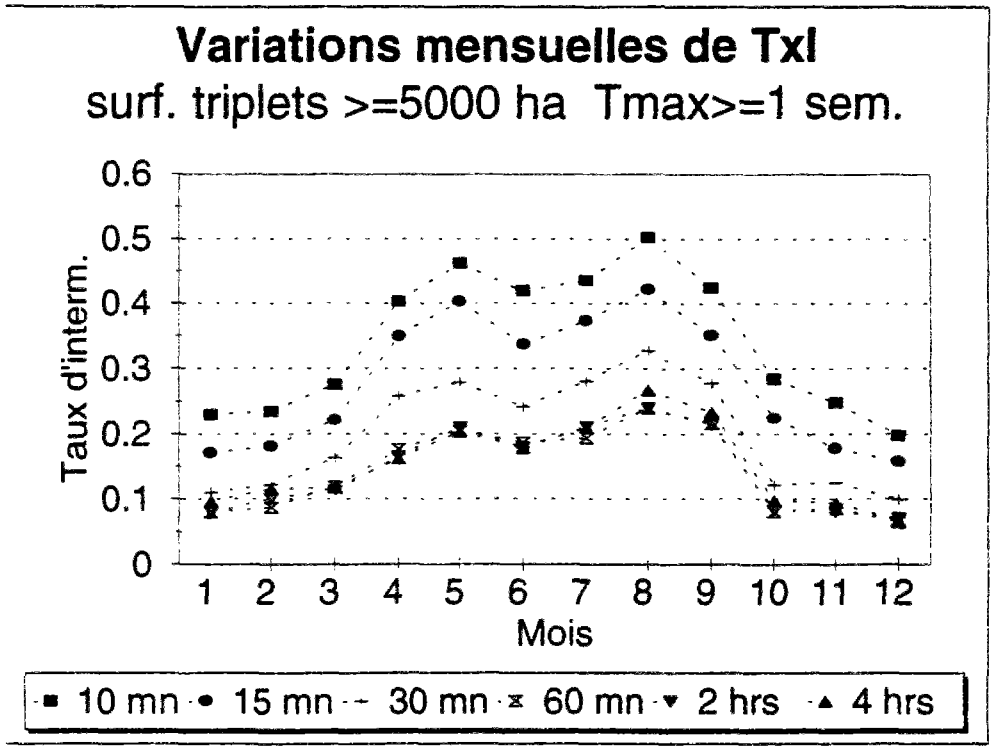


Figure 35 : Evolution mensuelle des taux de champs intermittents, sachant la période de retour du maximum du triplet supérieure à 1 semaine.

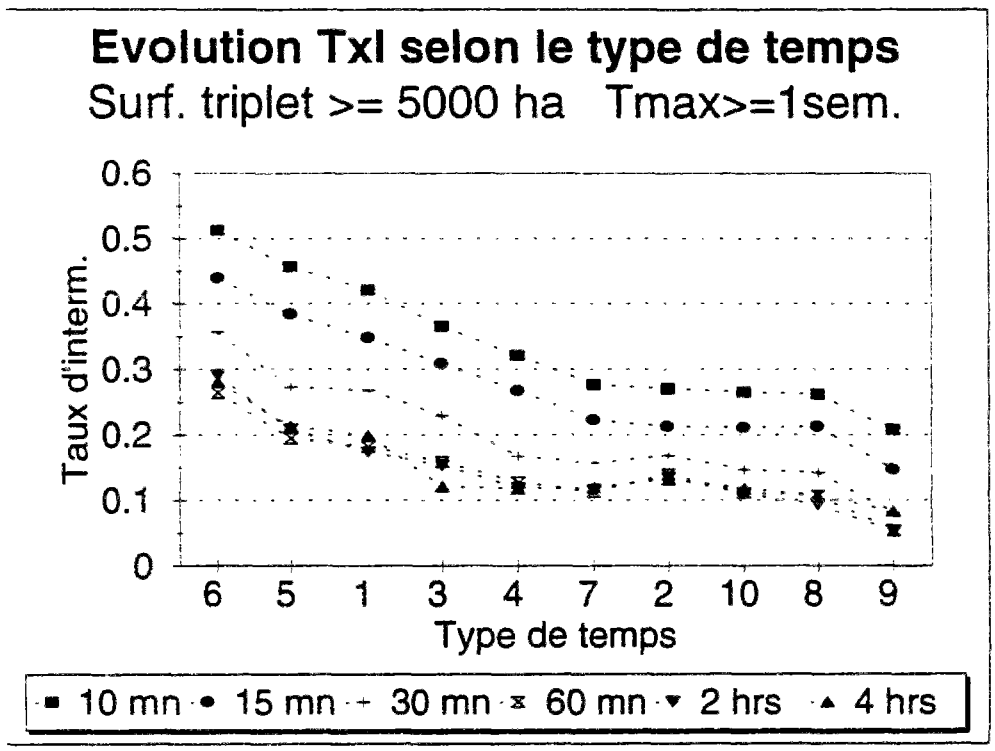


Figure 36 : Evolution du taux de champs intermittents selon le type de temps. Triplets tels que la période de retour du maximum soit supérieure à 1 semaine.

IV.2.1.3 Taux de postes dépassant un seuil

Après avoir observé des taux d'intermittence au sens strict, on examine ici les pourcentages de postes présentant un dépassement de seuil. Pour chaque événement, chaque triplet, chaque pas de temps et des seuils de périodes de retour de 1 semaine à 2 ans, on décompte dans le champ correspondant à la lame d'eau maximale, le nombre de postes dépassant ces seuils. Ce travail est mené sur les couples et sur les triplets de postes.

Les taux moyens de postes au dessus d'un seuil augmentent avec le pas de temps et diminuent avec la densité des postes. Le déplacement des structures de pluies et le passage de plusieurs structures successives aboutit à l'accroissement des surfaces touchées lorsque le pas de temps augmente. Le fait que les tailles de structures de pluies soient du même ordre de grandeur que celles des grands bassins versants urbains conduit à une baisse du taux de postes touchés lorsque leur surface augmente.

Nous avons vu lors de notre recherche bibliographique que les cellules intenses présentaient une taille moyenne de l'ordre de 7 km^2 (700 hectares). Certains modèles tels que le modèle spatial de pluie de Waymire-Gupta-Rodriguez (voir § II.5.3) représentent ces cellules comme des structures circulaires. Nous nous sommes appuyés sur ces éléments pour tenter de relier les taux moyens de postes touchés au dessus d'un seuil et la taille des cellules intenses.

En nous limitant aux pas de temps de 5 et 10 minutes, en considérant que les cellules de pluie intenses sont circulaires, que leurs diamètres sont distribués selon une loi exponentielle et que l'ensemble de postes (couple ou triplet) n'est touché que par une seule cellule, nous avons recherché quel devait être leur diamètre moyen pour retrouver nos observations. En réalité, les cellules dont nous parlons sont les traces au sol de cellules que l'on verrait sur une prise de vue instantanée.

La méthode employée est la suivante : pour diverses distances entre postes comprises entre 0 et 2, et à l'aide d'un programme de simulation, on tire dans une loi exponentielle de paramètre 1, le diamètre de la cellule de pluie. On tire au hasard, la position du premier poste à l'intérieur de la cellule (ce poste est toujours à l'intérieur de la cellule car on étudie des couples ou des triplets de postes avec au moins un poste touché). On tire au hasard, la position relative du ou des autres postes par rapport au premier poste, en tenant compte de la distance entre eux, puis on regarde leur position par rapport à la cellule (intérieure ou extérieure). On décompte alors le nombre de postes touchés et on passe à l'événement suivant. Pour chaque distance entre les postes on procède ainsi au tirage de 10000 tailles de cellule, nombre au delà duquel, les résultats ne varient plus significativement. On estime alors pour chaque configuration, le taux moyen de postes touchés et on le reporte sur un graphique, en fonction du rapport D(distance entre les postes) / Dc (diamètre moyen des cellules). (voir fig. 37).

Que ce soit à partir des couples de postes ou des triplets de postes, les résultats obtenus, bien que découlant d'hypothèses assez grossières sont les suivants : au delà d'un seuil d'intensité dont la période de retour est de 3 mois, la surface correspondant au diamètre moyen des cellules se stabilise au voisinage de 900 hectares au pas de temps de 5 minutes et de 2000 hectares au pas de temps de 10 minutes.

Les résultats obtenus pour le pas de temps de 5 minutes sont tout à fait comparables avec ceux cités au §II.1.

L'analyse des surfaces supérieures à un seuil et de l'organisation spatiale des structures de pluie est fondamentale pour améliorer la modélisation des précipitations à l'échelle des bassins versants urbains. A ces échelles, les densités de réseaux pluviographiques

disponibles ne permettront pas d'accomplir de telles recherches avec précision car avec un appareil pour 10 km^2 environ, on ne possède en moyenne qu'une à deux observations par cellule intense. Certaines cellules de tailles réduites ne sont du reste pas du tout interceptées par le réseau. On conçoit dans ces conditions que tout progrès à moyen terme dans ce domaine sera fondé sur l'exploitation de banques de données d'images radar. Une telle démarche pourrait constituer une suite opportune à ce travail de thèse.

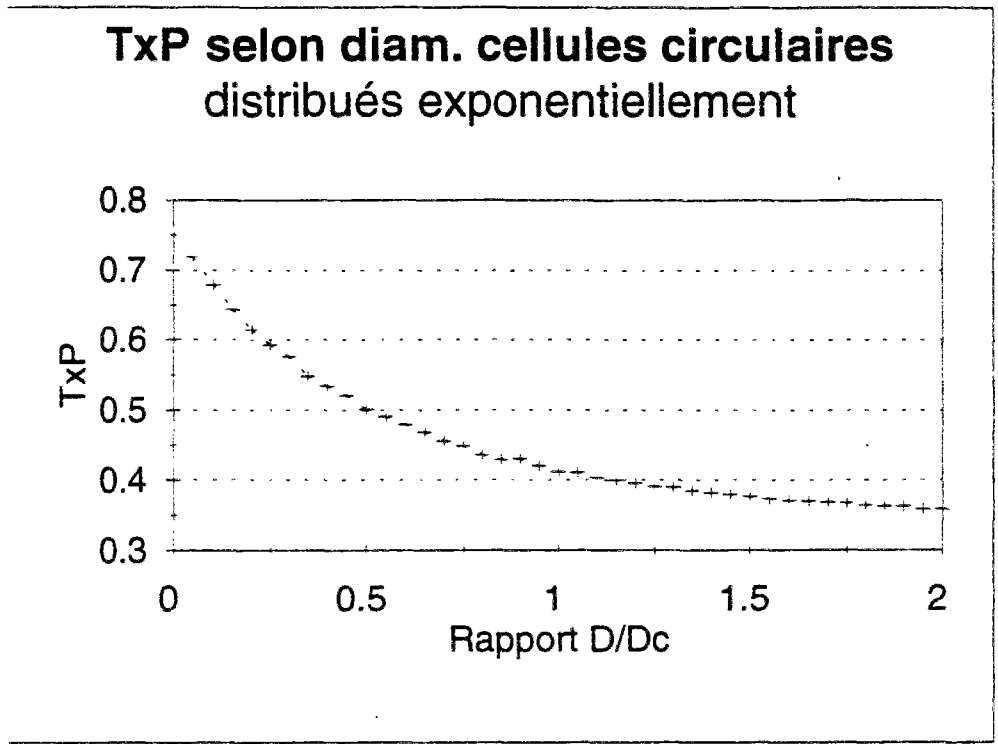


Figure 37 : Taux moyen de postes touchés au sein d'un triplet en fonction du rapport entre la distance interposte et le diamètre moyen de cellules distribuées selon une loi exponentielle.

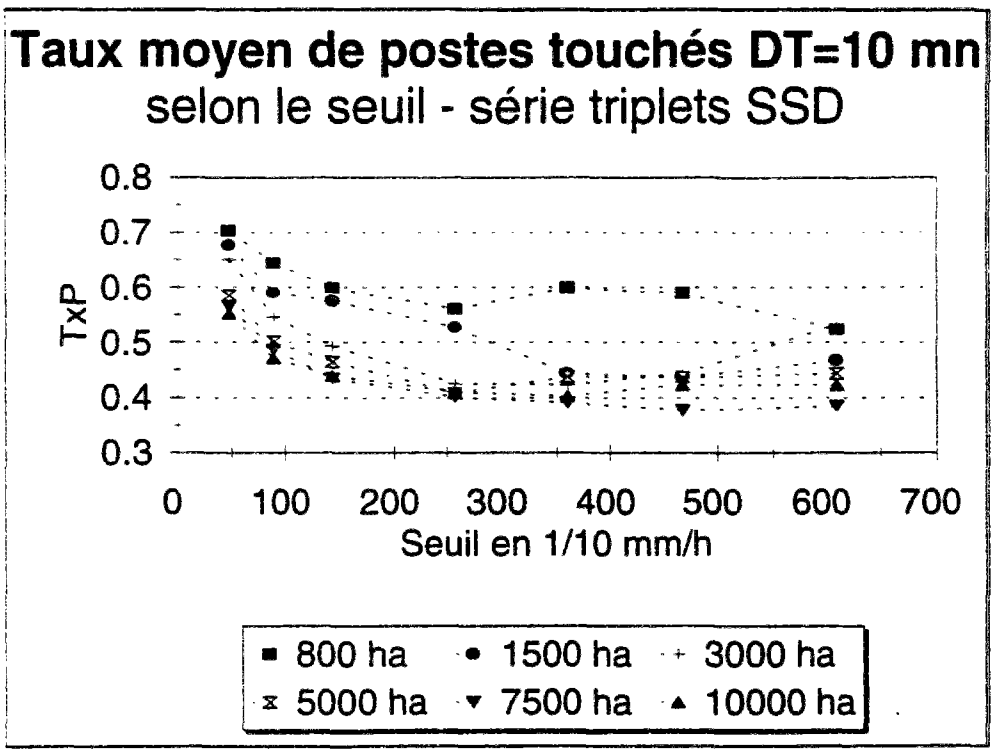


Figure 38 : Evolution du taux de postes touchés en fonction du seuil. DT=10 minutes.

IV.2.2 Liaisons linéaires entre les observations

Les événements de pluie sont perçus sur des réseaux de pluviomètres ou sur des images radar. Dans une certaine mesure, les enregistrements acquis en divers moments et en divers emplacements présentent entre eux des liens statistiques, résultant d'une persistance plus ou moins grande du phénomène dans le temps et dans l'espace. Cette persistance peut être approchée à l'aide d'un paramètre statistique traduisant le degré de dépendance linéaire entre les observations : la covariance entre les séries considérées deux à deux.

Celle-ci a pour expression :

$$Cov(X,Y) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{k=1}^{N} (X_k - \overline{X}).(Y_k - \overline{Y}) \qquad (95)$$

avec N, la taille de l'échantillon de mesures conjointes, X et Y, les variables aléatoires conjointes.

Une covariance nulle exprime une indépendance linéaire entre les séries X et Y. Une covariance égale au produit des écart-types exprime une dépendance linéaire complète entre les observations. A de grands pas de temps et sous certaines hypothèses, cette dépendance est exploitée afin de développer des techniques d'"optimisation" de réseaux de mesures et des méthodes d'interpolations spatiales "optimales". L'objectif de ce qui suit consiste à évaluer la dépendance linéaire entre les observations à de petits pas de temps. Cela afin de préciser quelques ordres de grandeur concernant les densités de postes nécessaires et la pertinence des méthodes optimales aux échelles de temps de l'hydrologie urbaine, avec les densités d'appareils disponibles.

IV.2.2.1 Définitions

Dans la suite de l'étude, nous considérons que les statistiques ponctuelles de précipitation sont homogènes à l'échelle du domaine d'étude, que la covariance entre deux séries est isotrope et ne dépend que de la distance h séparant les deux sites de mesure. Dans ces conditions, si l'on observe deux points de coordonnées X et X+h, on peut écrire :

$$E(X) = E(X+h) = m \quad \text{et} \quad Var(X) = Var(X+h) = \sigma^2$$

En normalisant la covariance entre les séries en X et X+h, Cov(h), par la variance du processus, on obtient le coefficient de corrélation entre les séries X et X+h :

$$R(h) = \frac{Cov(h)}{\sigma^2} \qquad \textbf{(96)}$$

Le corrélogramme exprime la variation de R(h) en fonction de la distance h, entre X et Y=X+h, cette distance pouvant être entendue dans l'espace, dans le temps ou dans l'espace et le temps à la fois.

Moyennant d'autres hypothèses, notamment une hypothèse d'ergodicité et une hypothèse d'homogénéité des accroissements, on peut aussi définir une fonction variogramme, traduisant l'espérance du carré des accroissements en fonction de la distance. (Voir § II.3).

Les diverses méthodes statistiques employées pour l'interpolation spatiale ou l'estimation de lames d'eau reposent sur l'emploi des fonctions C(h), R(h) ou γ(h) (fonction variogramme).

Nous disposons de 23 postes de mesures et en moyenne selon les pas de temps, seuls 7 à 15 postes sont touchés de manière concomitante. L'estimation de variogrammes champ par champ résulte en une très forte dispersion des résultats, les rendant ainsi difficilement exploitables. Pour palier à cette situation, nous avons procédé à l'estimation de variogrammes climatologiques. Cependant, compte-tenu de la nécessité d'estimer une variance champ par champ avec très peu de postes, dont les observations sont de surcroît corrélées, il s'avère que ces variogrammes ne présentent pas de palier à 1 mais à une valeur très supérieure, de l'ordre de 2 à 3. Le biais dans l'estimation des variances, dû à l'insuffisance de mesures, se traduit par une déformation des variogrammes climatologiques, ce qui en réduit la pertinence.

Dans ces conditions, nous nous limiterons à l'exposé des résultats relatifs aux corrélogrammes.

Un événement est caractérisé en chaque poste de mesures, ω, par un hyétogramme, retraçant la succession des intensités de pluie dans le temps : I (ω, t) entre les instants t_deb et t_fin de début et de fin. Ces instants sont définis respectivement par l'instant de début, observé sur le premier pluviomètre atteint, et l'instant de fin, observé sur le dernier pluviomètre touché. En quelque sorte on définit pour chaque pluviomètre du réseau, les instants de début et de fin de la pluie, puis on en déduit l'instant de début le plus précoce et l'instant de fin le plus tardif. Entre t_deb et t_fin, chaque hyétogramme représente une série de mesure comportant (t_fin-t_deb)/Δt observations.

Pour le calcul des coefficients de corrélation relatifs à chaque couple de séries, on élimine les couples d'observations présentant deux valeurs nulles. On conserve cependant les

couples avec une valeur nulle, car leur suppression produit une surestimation des corrélogrammes, notamment lorsque la distance entre les postes s'accroît.

IV.2.2.2 Corrélogrammes spatiaux

Les corrélogrammes spatiaux ont été estimés globalement pour différentes séries d'observations sans appliquer de seuil :

- série complète ;
- série d'été et série d'hiver ;
- série par type de temps ;
- séries avec dépassement de seuil sur au moins un poste.

Dans chaque cas, le corrélogramme expérimental obtenu est représenté à l'aide d'une expression décroissante en fonction de la distance. Deux expressions sont retenues pour cela, dont les comportements sont asymptotiquement égaux lorsque la distance interposte d tend vers 0 :

- le modèle exponentiel, avec ou sans effet de pépite : $R(d) = r_0 \cdot e^{-a.\frac{d}{a}}$

- le modèle hyperbolique, avec ou sans effet de pépite : $Rr(d) = \frac{r_0}{1 + a.d}$

avec dans les deux cas, a, le paramètre de la fonction de décroissance, d, la distance (que l'on exprimera en km) entre les deux postes de mesure et r0, la pépite. Celle-ci représente le bruit subsistant lorsque la distance entre les postes de mesures tend vers 0.

En fait, nous ne donnons que les résultats relatifs au modèle hyperbolique sans effet de pépite car il s'est avéré plus performant dans la gamme de distance de 0 à quelques kilomètres. L'éventuel effet de pépite a été négligé en raison des difficultés rencontrées pour l'estimer : éloignement "important" (aux échelles de temps étudiées) entre les deux postes les plus proches, variabilité importante d'un échantillon à l'autre. Dans ces conditions, les résultats donnés par la suite concernent le seul paramètre "a" du modèle hyperbolique, r0 étant égal à 1. Plus ce paramètre est grand, plus la corrélation décroît rapidement en fonction de la distance, et moins le phénomène est persistant dans l'espace.

Corrélogrammes globaux

Les corrélogrammes présentés ci-après ont été estimés sans distinction de saison ou de type de temps. On examine successivement les champs en retenant cependant un seuil de hauteur minimale sur au moins un poste.

On a reporté dans le tableau XLV suivant la valeur du paramètre "a" du corrélogramme hyperbolique en fonction respectivement du pas de temps et du seuil de hauteur minimale d'au moins un poste.

Tableau XLV : Paramètre "a" des corrélogrammes hyperboliques selon la hauteur totale de pluie de l'événement.

seuil en mm	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
0	0.619	0.274	0.184	0.100	0.057	0.033	0.021
1	0.464	0.253	0.181	0.109	0.068	0.044	0.029
2	0.451	0.253	0.181	0.111	0.071	0.045	0.030
5	0.433	0.245	0.180	0.111	0.071	0.047	0.032
10	0.390	0.233	0.176	0.109	0.071	0.048	0.032
20	0.355	0.232	0.178	0.117	0.078	0.053	0.035
30	0.266	0.176	0.138	0.090	0.063	0.045	0.033
40	0.207	0.149	0.121	0.086	0.064	0.048	0.038

Les résultats relatifs au seuil 0 mm (corrélogramme sur l'ensemble des pluies) se distinguent des autres par une plus forte corrélation aux petits pas de temps et une plus faible corrélation aux grands pas de temps.

Exception faite de ce seuil, il se dégage des observations que les pluies importantes, supérieures à 30 mm en un poste tendent vers une meilleure homogénéité spatiale aux petits pas de temps : a <= 0.176 pour 10 minutes contre a = 0.230 - 0.250 . Elles présentent un comportement semblable aux petites pluies pour les grands pas de temps.

Par la suite, on retient un seuil de sélection des événements tel que l'on ait au moins 1 mm en un poste. En effet, à partir de ce seuil, les résultats globaux sont analogues, quel que soit le seuil, mis à part la tendance décrite ci-dessus.

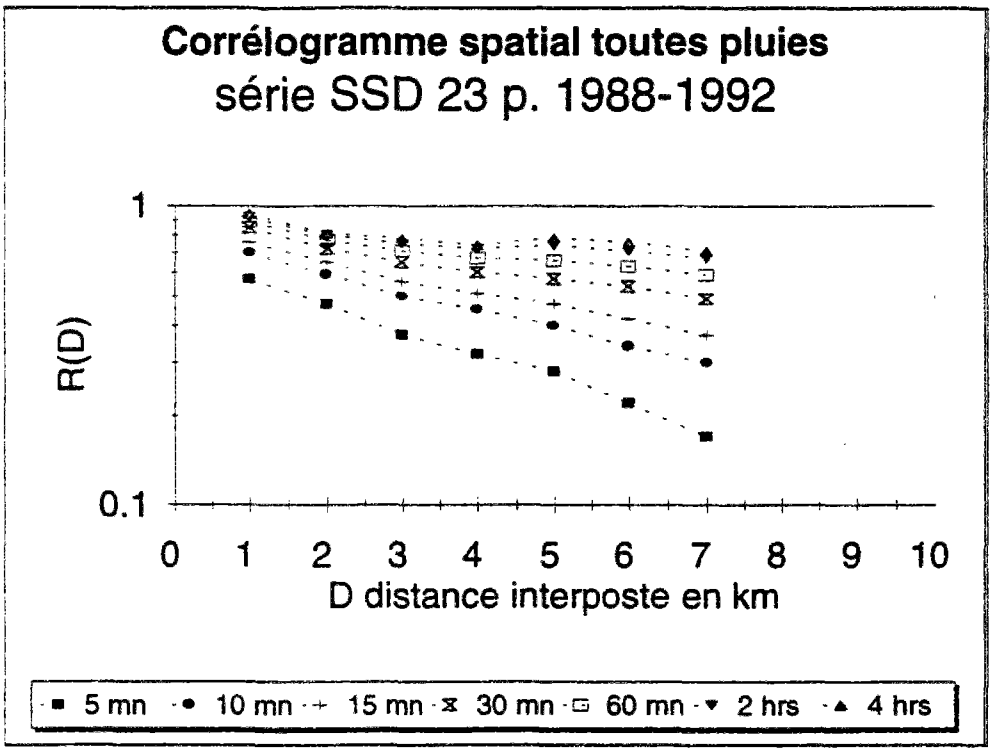


Figure 39 : Corrélogrammes spatiaux toutes pluies >=1 mm. Série des mesures de Seine-Saint-Denis 1988-1992.

Corrélogrammes globaux par saison

L'analyse des corrélogrammes mois par mois indique que deux saisons peuvent être constituées pour le regroupement des observations : une saison hivernale et une saison estivale. Ces deux saisons présentent une légère différence par rapport à celles que l'on peut déduire de l'observation des intensités maximales d'événement. Vis-à-vis de la corrélation spatiale, le mois d'avril est à classer dans la saison estivale et non dans la saison hivernale. Nous avons donc constitué une saison hivernale d'octobre à mars et une saison estivale d'avril à septembre (tableau XLVI).

Tableau XLVI : Paramètre "a" des modèles de corrélogrammes hyperboliques, sans pépite, selon la saison. Pluie de 1 mm au moins sur un poste. Série des mesures de Seine-Saint-Denis. 23 postes 1988-1992.

saison	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
tout	0.464	0.253	0.181	0.109	0.068	0.044	0.029
été	0.472	0.287	0.211	0.135	0.090	0.064	0.049
hiver	0.454	0.186	0.121	0.066	0.038	0.023	0.015

Les pluies d'été sont plus hétérogènes que les pluies d'hiver. L'écart entre les deux saisons augmente en fonction du pas de temps. Cela signifie que l'hétérogénéité persiste plus longtemps en été qu'en hiver. La durée se traduit certes par plus d'homogénéité, mais dans une moindre mesure qu'en hiver.

Corrélogrammes globaux par types de temps

L'examen des corrélogrammes obtenus pour chaque type de temps laisse apparaître la hiérarchie suivante, identique à quelques exceptions près pour tous les pas de temps (tableau XLVII) :

- le plus hétérogène : type de temps 6 (anticyclonique d'été) ;
- puis : 3 (dépression centrée sur la France) ;
- puis : 1 (anticyclonique d'été), 5 et 7 (marais barométrique avec respectivement flux de Nord et flux de Sud). Une exception cependant : le type de temps 5 présente une plus forte hétérogénéité que les types 1 et 7 pour des durées supérieures à 60 minutes ;
- puis : 2, 4, 8, 9 et 10 (types dépressionnaires et zonaux).

Tableau XLVII : Paramètre "a" du corrélogramme spatial hyperbolique des champs de pluie selon le type de temps.

Type temps	Pas de temps en minutes						
	5	10	15	30	60	120	240
6	2.28	0.80	0.56	0.36	0.23	0.16	0.11
1, 3, 5, 7	0.60	0.32	0.23	0.14	0.090	0.063	0.046
2, 4, 8, 9, 10	0.37	0.18	0.13	0.070	0.039	0.021	0.015

Corrélogrammes selon des seuils

Pour chaque pas de temps, des corrélogrammes ont été établis en ne retenant que les couples pour lesquels l'une au moins des observations était supérieure à un seuil, l'autre observation pouvant éventuellement être nulle. On a retenu des seuils de périodes de retour 1 semaine, 2 semaines, 1 mois, 3 mois, 6 mois, 1 et 2 ans (voir graphiques 40 et 41 pour les pas de temps de 10 et 60 minutes).

L'ensemble des opérations montre qu'au delà d'une période de retour de quelques mois sur l'un des postes, la distance de décorrélation entre les observations est de l'ordre de 3 à 5 kilomètres pour des pas de temps de 10 à 30 minutes et de 5 à 7 kilomètres pour des pas de temps de 60 minutes à 4 heures. Au dessus d'un seuil de période de retour de 2 ans, les distances de décorrélation deviennent de 1 à 3 kilomètres pour les pas de temps de 10 à 30 minutes et 3 à 4 kilomètres pour les pas de temps de 60 minutes à 4 heures. Par comparaison, sans appliquer de seuil, on constate des distances de décorrélation de 7 à 30 kilomètres pour ces mêmes pas de temps.

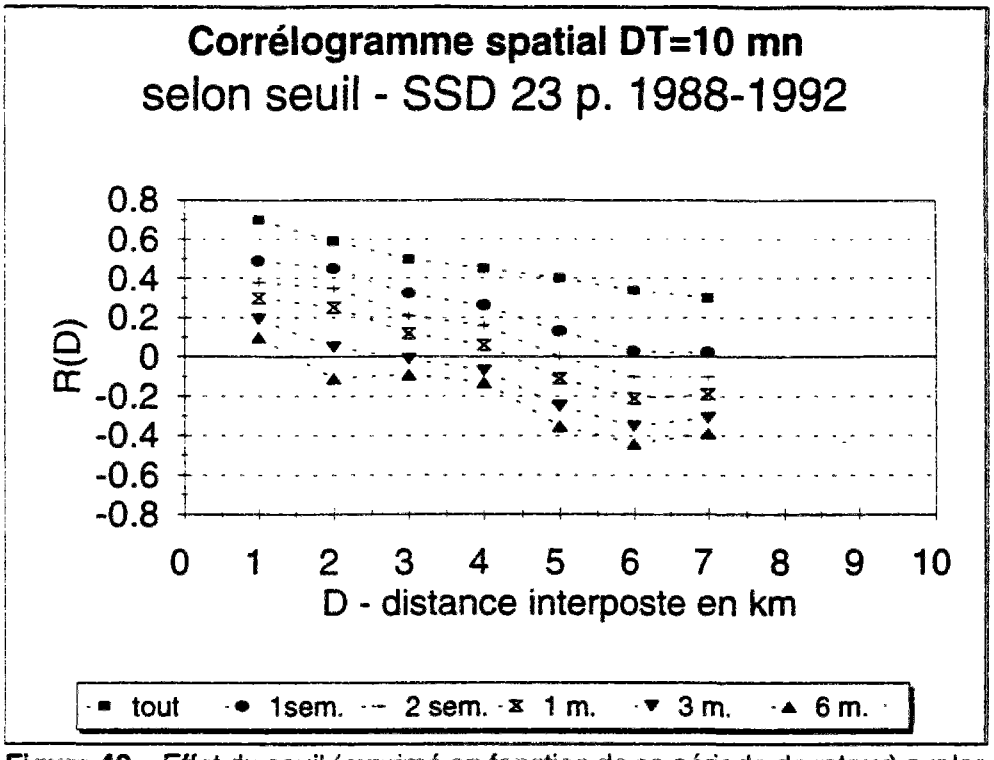


Figure 40 : Effet du seuil (exprimé en fonction de sa période de retour) sur les corrélogrammes.

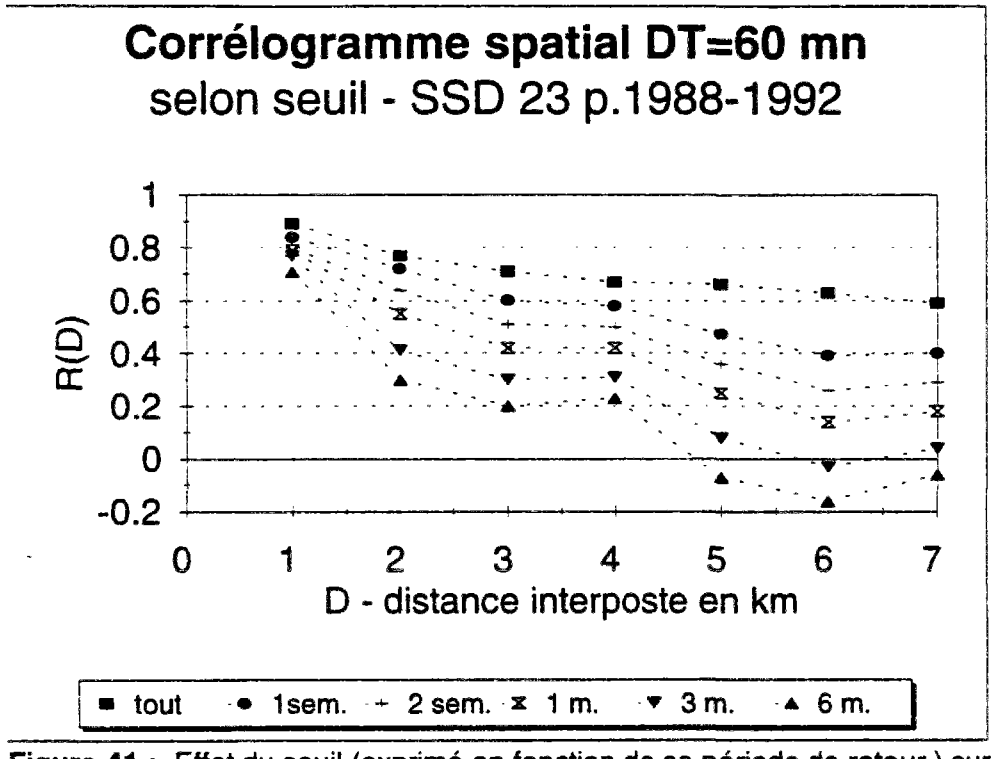


Figure 41 : Effet du seuil (exprimé en fonction de sa période de retour) sur les corrélogrammes.

Trois conséquences découlent de ces observations :

- la définition des corrélogrammes ;
- les densités utiles de réseaux ;
- le diagnostic d'un événement.

Définition des corrélogrammes

Lorsque l'on donne un corrélogramme, il est indispensable de préciser les conditions dans lesquelles il a été estimé. Outre le pas de temps, la saison, le type de pluie, etc., l'application éventuelle d'un seuil sur l'une des observations doit être mentionnée.

Densités utiles de réseau

Si certaines hypothèses sont vérifiées, on peut exploiter les corrélogrammes afin d'estimer les erreurs que l'on commet lorsque l'on cherche à estimer une lame d'eau moyenne à l'aide d'un réseau de densité et de géométrie connues. Afin de se fixer quelques ordres de grandeur, on estime ci-après (tableau XLVIII) les densités de réseau nécessaires pour qu'en chaque point du domaine, le coefficient de corrélation avec le pluviomètre le plus proche soit supérieur ou égal à une valeur que nous fixons arbitrairement à 0.7. Dans ces conditions, en tout point du domaine, le poste le plus proche explique au moins 50% de la variance des observations. Ce réseau doit être conçu de telle manière que la demi-distance entre chaque poste soit égale à la distance à laquelle le coefficient de corrélation passe sous la valeur de 0.7.

Tableau XLVIII : Distances en kilomètres auxquelles le coefficient de corrélation devient inférieur à 0.7. Résultats en fonction du pas de temps et du seuil.

Période de Retour du Seuil	Pas de temps en minutes					
	10	15	30	60	120	240
0	1.5	1.5	2	3	6	7
1 sem.	< 1.5	< 1.5	1.5	2	3	5.5
3 mois	< 1.5	< 1.5	1.5	1.5	1.5	2
1 an	< 1.5	< 1.5	< 1.5	< 1.5	1.5	1.5

Dans ce tableau, < 1.5 signifie que la distance à laquelle le coefficient de corrélation passe sous la valeur de 0.7 est inférieure à 1.5 kilomètre, plus petite distance entre les postes.

Pour observer des événements orageux à des pas de temps inférieurs ou égaux à 60 minutes avec en tout point une explication minimale (si les hypothèses nécessaires sont respectées) de 50% de la variance, la densité des postes doit être supérieure à 1 poste pour 9 km^2 (cas d'un réseau de maille carrée <= 3 kilomètres). Par extrapolation du corrélogramme entre les distances 0 et 1.5 km, on trouve qu'il faudrait moins de 1p./km^2 pour le pas de temps de 10 minutes. On retrouve là par le biais de considérations statistiques sommaires, les

résultats de Niemczynowicz, (in O.M.M.,1990). La densité moyenne du réseau de Seine-Saint-Denis (environ 1p./10 km^2) convient pour des durées de 2 et 4 heures.

Dans les mêmes conditions, pour observer des événements ordinaires (périodes de retour de quelques semaines à quelques mois) sans cellule intense, les densités nécessaires s'échelonnent de plus de 1 p./9 km^2 aux pas de temps de 10 à 30 minutes, à 1 p./10-15km^2 au pas de temps de 1 heure, 1 p./10-30 km^2, au pas de temps de 2 heures et 1p./15-100 km^2 au pas de temps de 4 heures. La fourchette haute (forte densité) correspond à une période de retour de 3 mois et la fourchette basse à une période de retour de 1 semaine.

Le réseau de mesure pluviométrique de Seine-Saint-Denis permet d'après ces observations d'effectuer des estimations pour des durées supérieures ou égales à 2 heures en condition orageuse et des durées supérieures ou égales à 1 heure en présence de petites pluies.

Diagnostic d'événement

Une seconde conséquence de ces observations concerne le diagnostic d'un événement, en particulier celui d'un épisode orageux ayant entraîné des inondations pluviales sur un site urbanisé. La décision de décréter ou non un état de catastrophe naturelle est parfois justifiée sur la base d'observations de postes agréés se situant à des distances de plusieurs kilomètres de l'endroit du sinistre. Pour ce type de situation, l'examen de nos données montre qu'une telle démarche manque de fondement. Ce résultat reste valable si l'on souhaite modéliser le ruissellement sur un bassin versant à l'aide d'un pluviomètre situé à l'extérieur de celui-ci à quelques kilomètres.

IV.2.2.3 Corrélogrammes spatio-temporels

L'observation des images radar montre que souvent, les structures de pluies se déplacent de manière organisée. Dans ces cas là, l'étude des corrélogrammes avec introduction d'un décalage en temps entre les séries, permet de mieux relier les mesures entre elles. Considérons deux points X et Y situés tous deux dans l'axe du déplacement d'une structure de pluie mobile et bien organisée. Ce qu'il se passe à un instant donné en un point X est mieux corrélé avec ce qu'il se passait en Y quelques minutes auparavant qu'avec ce qu'il s'y passe de manière concomitante.

Nous avons donc cherché à évaluer l'intérêt de l'étude des corrélogrammes spatio-temporels.

Pour chaque événement sélectionné, pour chaque pas de temps, pour chaque décalage en temps variant de -30 à +30 minutes, et pour chaque couple de pluviomètres, on calcule le coefficient de corrélation entre les séries observées à ces deux pluviomètres, en ne gardant que les couples dont l'une au moins des deux mesures est non nulle. On le reporte ensuite dans un fichier en fonction du décalage en temps, de la distance séparant les 2 postes et de l'orientation de la droite reliant les deux postes (16 niveaux d'orientation : N, NNE, NE, E..., jusqu'à NNW).

Pour chaque événement, pour chaque pas de temps, pour chaque classe d'orientation et pour chaque distance interposte au sein de cette classe, on recherche le décalage en temps donnant la plus forte valeur de R : le décalage optimal.

On étudie alors pour chaque classe d'orientation, la relation entre le décalage optimal en temps et la distance. Si les champs de pluie se déplacent dans une certaine direction, avec une vitesse constante, alors le long de cette direction, le temps optimal est proportionnel à la distance séparant 2 postes. Pour des directions voisines, ce temps est proportionnel à la

distance multipliée par le cosinus de l'angle existant entre la direction étudiée et la direction du déplacement.

On peut donc comparer pour chaque classe d'orientation, le rapport entre distance et décalage optimal, puis s'il est structuré, évaluer une direction et une vitesse moyennes de déplacement.

Ainsi, parmi les événements présentant au moins une réalisation ponctuelle décennale, les deux tiers se déplacent selon une direction SSW-WSW vers NNE-ENE.

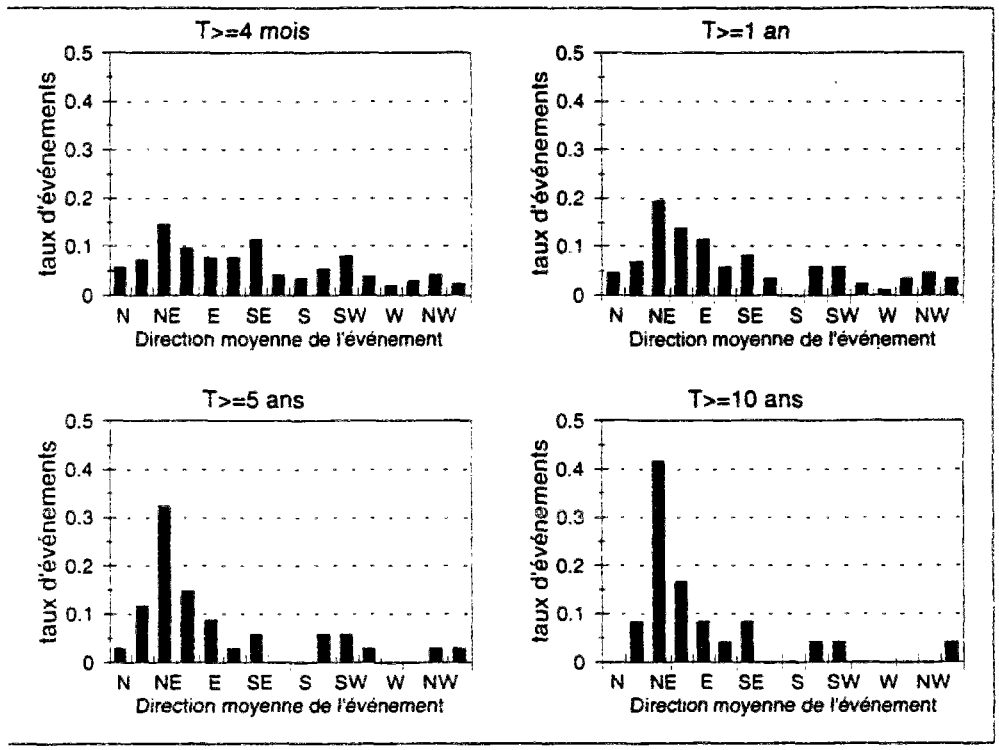


Figure 42 : Distribution des orientations du déplacement des pluies selon la période de retour de leur intensité moyenne maximale "épicentrée". (période de retour atteinte sur au moins un pas de temps entre 5 mn et 4 heures).

L'étude de la structure spatio-temporelle des champs de pluie est susceptible d'apporter des informations intéressantes quant à la nature des pluies et à terme d'intervenir dans la définition d'une typologie. En effet, le degré d'organisation spatio-temporel des structures de pluie peut contribuer à caractériser leur dynamique et éventuellement de mieux identifier leur nature. Ce travail est resté très sommaire dans cette thèse mais devrait en constituer une suite importante.

IV.3 Lois de distribution des lames d'eau maximales - Coefficients d'abattement probabilistes

Après avoir donné quelques caractéristiques descriptives des champs de pluies, on s'attache dans ce chapitre à décrire les distributions de lames d'eau maximales par événement, dans le but d'approcher les relations Intensité-Durée-Fréquence-Surface. Bien que l'information recherchée concerne les lames d'eau, leurs distributions sont abordées par l'intermédiaire des coefficients d'abattement probabilistes, rapports entre quantiles des observations de lames d'eau et des observations ponctuelles. Cette référence aux estimations ponctuelles tient uniquement à leur robustesse : elles sont fondées sur des échantillons de tailles bien supérieures à ceux que l'on peut constituer pour estimer des lames d'eau sur telle ou telle valeur de surface.

Pour une surface et un pas de temps donnés, le coefficient d'abattement probabiliste représente le rapport entre observations de mêmes période de retour, issus de deux distributions différentes : lames d'eau, intensités ponctuelles, intensités ponctuelles épicentrées...

Pour chaque événement, chaque pas de temps et chaque surface, on peut définir une lame d'eau moyenne maximale sur cette surface (on parlera de lame d'eau), une intensité maximale en chaque point de cette surface et une intensité ponctuelle maximale maximorum (la plus forte des intensités ponctuelles maximales observées sur cette surface). Aux pas de temps qui nous concernent, compte-tenu de la variabilité spatiale des structures de pluie et de leur dynamique, ces réalisations n'ont aucune raison d'être concomitantes, ce qui n'empêche pas que par le jeu du hasard et sous l'effet de la discrétisation temporelle des mesures, elles le soient parfois, surtout aux grands pas de temps. Les distributions de ces trois variables aléatoires permettent de définir plusieurs coefficients d'abattement probabilistes, ainsi que leurs inverses. Nous ne les présenterons que sous l'une des deux formes.

Coefficient d'abattement probabiliste α : rapport entre lame maximale sur une surface et intensité maximale ponctuelle. Ce rapport varie entre 0 et 1. Ce coefficient est le plus pratique de tous et le plus robuste à estimer.

Coefficient d'abattement probabiliste par rapport à l'épicentre α_{ep} : rapport entre intensité moyenne maximale sur une surface et intensité moyenne maximale ponctuelle maximorum. Ce rapport varie entre 0 et 1 et est inférieur ou égal à α.

Coefficient d'abattement probabiliste ponctuel par rapport à l'épicentre π_{ep} : rapport entre intensité maximale ponctuelle et intensité maximale ponctuelle à l'épicentre. Ce rapport varie entre 0 et 1 ; il a été décrit au § III.1.4 .

L'estimation de coefficients d'abattement probabilistes faisant référence à l'épicentre dépend fortement de la densité spatiale des mesures, en raison des incertitudes relatives à sa localisation.

Nous décrivons dans ce chapitre le coefficient d'abattement probabiliste α reliant les distributions de lames maximales avec celles des intensités maximales ponctuelles. Les relations entre α et α_{ep} dépendent de celles entre séries ponctuelles et séries ponctuelles épicentrées, que nous avons décrites au § III.1.4.

Deux applications importantes des coefficients d'abattement probabilistes doivent être mentionnées :

- lors d'un projet : estimer une lame d'eau moyenne de période de retour T donnée sur la surface S d'un bassin versant :

$$Imoy(S,T) = \alpha(S,T) * Imoy_0(T) \qquad \textbf{(99)}$$

- lors du diagnostic d'un événement particulier : estimer la période de retour d'une lame d'eau moyenne mesurée sur un bassin-versant (par un réseau dense ou par un radar) :

$$T[Imoy(S)] = T[Imoy_0] \quad avec \quad Imoy_0 = \frac{Imoy(S)}{\alpha(S)} \qquad \textbf{(100)}$$

Dans les deux cas, on suppose connues les courbes IDF ponctuelles, donc les relations entre intensités ponctuelles sur une durée et périodes de retour : $Imoy_0(T)$ ou sa réciproque $T[Imoy_0]$.

On décrit successivement par la suite, la méthode de construction des échantillons, l'ajustement d'expressions empiriques reliant abattements, pas de temps et surfaces, puis les relations existant entre abattements et caractéristiques des champs de pluie (intermittence, corrélogramme spatial).

IV.3.1 Définition et méthodologie

La méthode d'estimation des lames d'eau moyennes et la constitution des échantillons sont décrites ci-après.

IV.3.1.1 Définitions

La lame d'eau moyenne de pluie sur un domaine Ω de surface S, Imoy(S,t), représente la moyenne surfacique des intensités de pluie, I(ω,t), tombant entre deux instants donnés, t et t+Δt, aux différents points ω de cette surface :

$$Imoy(S, t) = \frac{1}{S} \int_{\Omega} Imoy(\omega, t).d\omega \qquad \textbf{(101)}$$

En présence d'un réseau de pluviomètres, cette lame moyenne ne peut être directement mesurée ; elle est estimée à l'aide de mesures ponctuelles en M pluviomètres disponibles à l'intérieur ou à proximité de la surface :

$$\hat{Imoy}(S, t) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{M} Imoy(i, t) \qquad \textbf{(102)}$$

Cette estimation est non biaisée si le processus stationnaire. Elle s'accompagne d'une variance d'estimation ou d'un intervalle de confiance, dont l'amplitude est liée au degré de

dépendance entre les mesures aux différents pluviomètres. On doit en outre y ajouter les incertitudes de mesure en chaque point.

Nous nous intéressons aux distributions de lames d'eau estimées d'après plusieurs postes. Celles-ci se caractérisent par une moyenne, une variance et éventuellement si nécessaire, par des moments d'ordres plus élevés. En première approche, nous admettrons que les incertitudes d'estimation de lames d'eau n'introduisent pas de biais dans la description de leur distribution.

IV.3.1.2 Traitement des séries

Pour chaque événement, chaque groupe de postes et chaque pas de temps, on recherche :

- la lame d'eau moyenne maximale de l'événement, X_{My}, ainsi que les M intensités ponctuelles concomitantes, X, qui en sont à l'origine ;
- l'intensité ponctuelle maximale de l'événement, X_{Mx}, en chacun des M postes ;
- l'intensité ponctuelle maximale maximorum des M postes ou intensité ponctuelle maximale épicentrée de l'événement, Xep.

Ces données permettent donc de constituer, pour chaque groupe de postes, 3 séries régionales d'observations, dont les statistiques peuvent être comparées : une série de lames d'eau maximales, une série d'intensités ponctuelles maximales et une séries d'intensités ponctuelles maximales épicentrées.

IV.3.2 Lois de distribution des lames d'eau

Ce chapitre décrit les lois de distribution des lames d'eau moyennes maximales par événement. Une lame d'eau moyenne représente la moyenne des observations ponctuelles concomitantes sur une surface. On parlera plus simplement de lame d'eau. Le rapport entre une observation de lame d'eau et une observation d'intensité ponctuelle de même fréquence détermine le coefficient d'abattement probabiliste.

Le chapitre est organisé en 4 parties :

- les lois de distribution des lames d'eau et le coefficient d'abattement probabiliste ;
- les formules d'abattement probabiliste : expressions en fonction du pas de temps et de la surface ;
- l'influence des saisons et du type de temps sur l'abattement probabiliste ;
- les relations entre l'abattement probabiliste et les caractéristiques des champs de pluie (*intermittence, corrélogramme*).

IV.3.2.1 Lois de distribution des lames d'eau

Comme dans le cas des ajustements de loi sur les observations ponctuelles, nous avons procédé à des ajustements régionaux sur les observations suivantes : valeurs maximales en un point, valeurs maximales épicentrées et valeurs maximales sur la surface. Nous estimons en effet que si l'hypothèse d'homogénéité est acceptée pour les pluies ponctuelles, elle l'est également pour les lames d'eau .

On constate que ces séries peuvent au delà d'un certain seuil être représentées par des lois exponentielles simples, caractérisées par deux paramètres : un seuil de sélection des observations et le paramètre s (gradex) d'une loi exponentielle rendant compte de la distribution des observations dépassant ce seuil.

Pour les trois séries, le seuil de sélection résulte du choix d'un nombre moyen annuel λ d'observations. On adopte la même valeur de λ=0.67 pour les trois séries ; nous avons en effet constaté au §III, que cette valeur correspond au plus petit seuil garantissant une distribution exponentielle des observations ponctuelles.

Comparaison entre séries de lames d'eau et séries d'intensités maximales ponctuelles

Pour un pas de temps donné et un ensemble de pluviomètres donné, la moyenne des observations de lames d'eau, $\overline{X_{My}}$, est inférieure à la moyenne des observations maximales ponctuelles, $\overline{X_{Mx}}$. Cette notion est traduite par le coefficient d'abattement spatial probabiliste. $\overline{X_{My}}$ est par contre égal à $\overline{X}$, la moyenne des observations ponctuelles concomitantes des lames d'eau moyennes maximales.

Quels que soient le pas de temps et l'ensemble de pluviomètres analysés, le coefficient de variation CV est quasiment identique entre les deux séries (voir figure 43). CV connaît par contre de très légères fluctuations d'un ensemble de postes à l'autre, liées en particulier au fait que les séries relatives aux ensembles de postes ne correspondent pas forcément aux mêmes périodes d'observation.

On retrouve ici une caractéristique observée lors de l'étude des intensités maximales ponctuelles : l'invariance du CV d'un pas de temps à un autre. Ici, on constate la même invariance, mais cette fois étendue au cas d'un ensemble de M postes.

On peut donc avancer l'hypothèse que la distribution des valeurs extrêmes est invariante d'ordre 2 dans le domaine du temps si on l'étudie sur un poste, mais aussi si on en étudie la moyenne sur plusieurs postes couvrant des surfaces habituelles en hydrologie urbaine. En d'autres termes, à un facteur d'échelle près, dépendant du pas de temps et du nombre de postes concernés, la distribution statistique des valeurs extrêmes est invariable.

Aux fréquences pour lesquelles, les observations sont distribuées exponentiellement, l'expression de la loi de distribution des lames d'eau s'écrit :

$$X_{My}(\Delta t,\ T) = \overline{X_{My}}(\Delta t,\ T)\ .\ [(1-CV)\ +\ CV\ .\ Ln(\lambda.T)] \qquad \textbf{(103)}$$

avec :

$X_{My}(\Delta t,T)$: la lame d'eau moyenne de période de retour T au pas de temps Δt ;
CV : le coefficient de variation de la distribution ;
λ : le nombre moyen annuel d'observations (= taille de l'échantillon rapporté au nombre d'années d'observation) ;

$\overline{X_{My}}(\Delta t,T)$: la moyenne de la série des lames d'eau supérieures au seuil, au pas de temps Δt ;
T : la période de retour en années.

L'expression du coefficient d'abattement probabiliste devient :

$$\alpha(\Delta t,\ T) = \frac{X_{My}(\Delta t,\ T)}{X_{Mx}(\Delta t,\ T)} = \frac{\overline{X_{My}}(\Delta t).[(1-CV)+CV.Ln(\lambda T)]}{\overline{X_{Mx}}(\Delta t).[(1-CV)+CV.Ln(\lambda T)]} = \frac{\overline{X_{My}}(\Delta t)}{\overline{X_{Mx}}(\Delta t)}$$

(104)

Si les hypothèses effectuées sont correctes (loi exponentielle, invariance de second ordre en Δt et S), le coefficient d'abattement probabiliste, rapport entre les quantiles de la distribution des maxima sur une surface et ceux des maxima ponctuels, est indépendant de la période de retour. Il est égal au rapport des moyennes entre les deux séries.

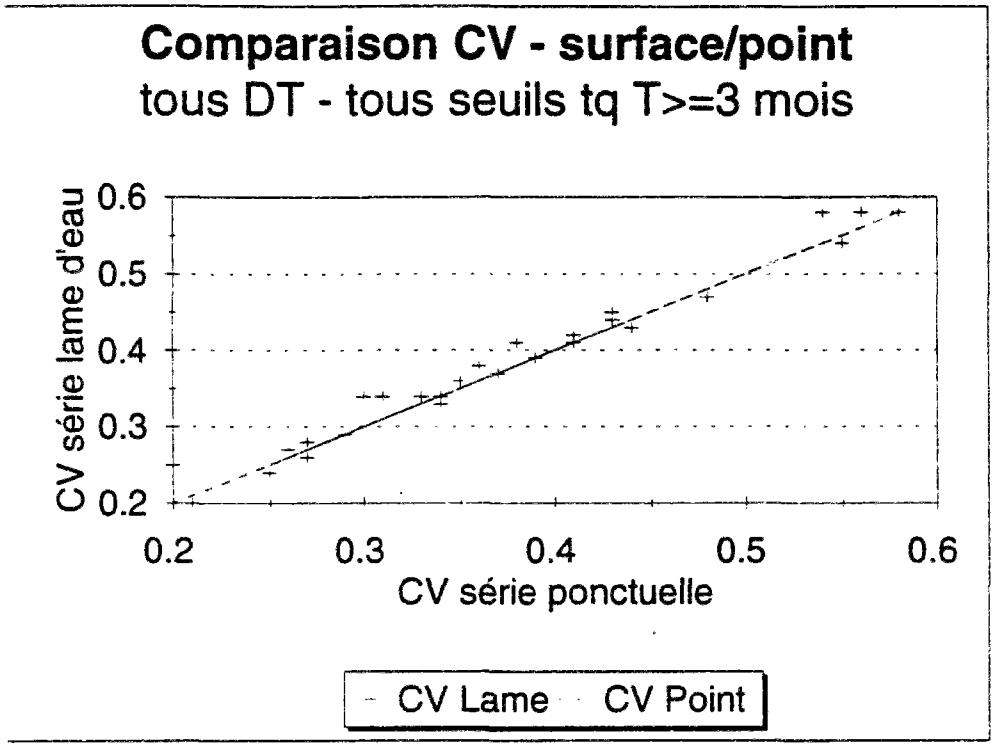


Figure 43 : Comparaison des coefficients de variation entre séries ponctuelles et séries de lames d'eau, supérieures à des seuils de mêmes périodes de retour. Résultats pour tous les pas de temps. Série des triplets de mesures.

Conclusion :

On constate un abattement sur les moyennes mais l'égalité à moins de 3% près des CV ; il en résulte que les coefficients d'abattement sur les différents quantiles (tels que T>=1.5 an) et l'abattement sur les moyennes sont égaux. La période de retour n'est donc pas un paramètre très important pour l'estimation des coefficients d'abattement des pluies fortes aux échelles d'analyses considérées en hydrologie urbaine.

IV.3.2.2 Formules de coefficients d'abattement probabilistes

Des ajustements d'expressions empiriques sont proposés ci-après afin d'illustrer le comportement général des coefficients d'abattement probabilistes en fonction du pas de temps et de la surface.

On se limite à l'étude du rapport des moyennes des distributions, car dans le cas de distributions exponentielles avec égalité des coefficients de variation, ce rapport représente également le rapport des quantiles.

Des analyses préalables nous ont montré que la faible taille des échantillons relatifs à chaque surface ne permettait pas de fournir des estimations fiables si l'on adoptait un seuil de sélection de période de retour supérieure à quelques mois. Pour cette raison, nous analysons le coefficient d'abattement probabiliste (rapport de moyenne) avec un seuil de faible période de retour (1 semaine), sachant que dans ce cas, les rapports de quantiles ne seront pas rigoureusement égaux aux rapports des moyennes. Cette égalité suppose en effet que les deux distributions suivent une loi exponentielle, ce qui n'est pas tout à fait le cas lorsque l'on adopte un seuil faible : dans ce cas en effet, la distribution semble plutôt résulter du mélange de deux lois exponentielles. Les résultats ci-après obtenus pour ce seuil représentent essentiellement le comportement des petites pluies ; ils ne sont pas représentatifs des événements forts. Nous donnons ensuite sous forme de tendance, l'influence du seuil de sélection, sans proposer d'ajustement.

Comportement général du facteur d'échelle (T>=1 semaine) :

L'examen des matrices de corrélation entre le coefficient d'abattement, la surface et la durée, fait apparaître que dans les gammes de pas de temps et de surface considérées, le coefficient d'abattement dépend beaucoup plus du pas de temps, en l'occurrence de son logarithme, que de la surface. Près de 80% de la variance des coefficients d'abattement est expliquée par le logarithme du pas de temps. 10 à 15% d'explications supplémentaires peuvent provenir de la surface ou de son logarithme suivant les ajustements essayés.

Le graphique 44 suivant illustre l'évolution des coefficients d'abattement en fonction de la surface et du pas de temps.

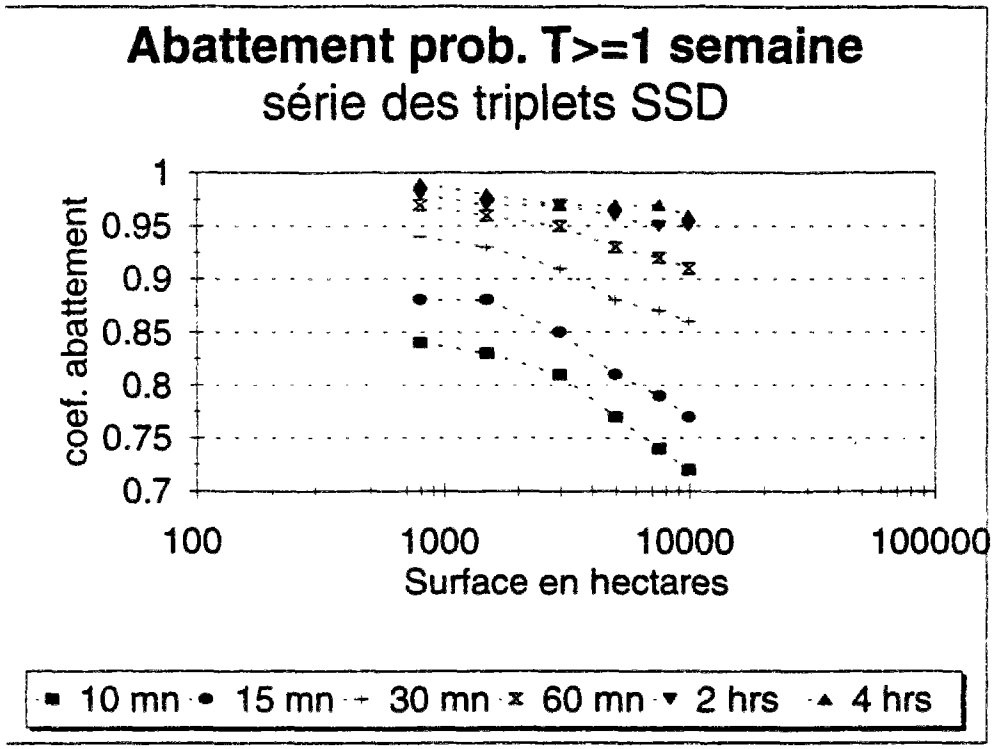


Figure 44 : Comportement du coefficient d'abattement probabiliste (rapport de moyennes) pour un seuils de sélection de période de retour 1 semaine.

On constate que pour les pas de temps inférieurs à 30-60 minutes, l'évolution du coefficient en fonction du logarithme de la surface comporte deux parties, avec une cassure aux alentours de 3000 hectares. Ce comportement ne semble plus apparaître au delà de 60 minutes.

Sans être en mesure de le prouver, on peut penser que cette cassure est due à la taille des cellules de pluie intense, qui en moyenne sont de cet ordre de grandeur.

On peut proposer les expressions suivantes :

- pour des pas de temps de 5 minutes à 60 minutes :

surfaces inférieures 3000 hectares :

$$\alpha = S^{-0.056 + 0.013 \cdot Ln(\Delta t)} \quad (r^2 = 0.97) \qquad \textbf{(105)}$$

surfaces supérieures à 3000 hectares :

$$\alpha = S^{-0.064 + 0.014 \cdot Ln(\Delta t)} \quad (r^2 = 0.98) \qquad \textbf{(106)}$$

- pour 2 et 4 heures, et pour des surfaces inférieures à 10000 hectares, les coefficients d'abattement probabilistes sont supérieurs ou égaux à 0.95, et leur faibles variations ne facilitent pas les ajustements. Nous ne proposons donc pas de formule d'estimation. En deçà de 3000 hectares, ces coefficients sont supérieurs à 0.97.

Influence de la période de retour

On observe ci-après (voir figures 45 et 46) l'effet du seuil de sélection des événements sur le coefficient d'abattement. L'influence de ce seuil varie selon la surface. Si l'on considère l'évolution du coefficient entre les périodes de retour 1 semaine et 6 mois, on constate des écarts négligeables pour les petites surfaces (800 et 1500 hectares). Pour les surfaces supérieures à 3000 hectares, on constate une baisse de l'ordre de -10% pour les petits pas de temps (de 5 à 30 minutes) et de l'ordre de -5% pour les grands pas de temps (60 minutes-4 heures).

Avec un seuil de période de retour 1 mois, en se limitant aux surfaces de 800 à 3000 hectares et aux pas de temps de 5 minutes à 30 minutes, on obtient :

$$\alpha = S^{-0.071 + 0.018 \cdot Ln(\Delta t)} \quad (r^2 = 0.96) \qquad \textbf{(107)}$$

Ces résultats, analogues à ceux obtenus avec des coefficients d'abattement épicentriques sur le MIN de Rungis (Bergaoui et Desbordes, 1986), montrent que l'expression de Bürkli $\alpha = S^{-\epsilon}$ employée avec l'exposant ε égal à -0.05 conduit à des lames d'eau de périodes de retour inférieures à celle de l'observation ponctuelle à l'épicentre. En se référant à l'expression 107 ci-dessus, les écarts sont les suivants : pour 100 hectares, ils s'échelonnent entre -9% sur 10 minutes à -17% sur 30 minutes ; pour 1000 hectares ils passent dans les mêmes conditions de -13 à -24%. Sur des pas de temps plus grands, ces écarts sont plus importants.

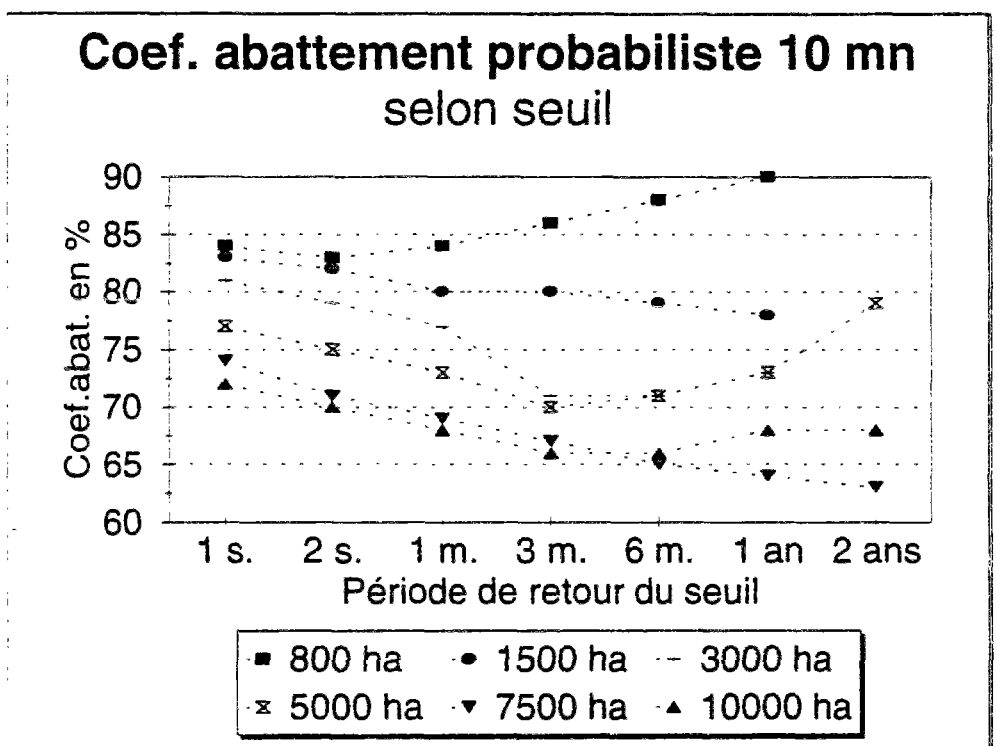


Figure 45 : Influence de la période de retour du seuil sur l'abattement probabiliste.

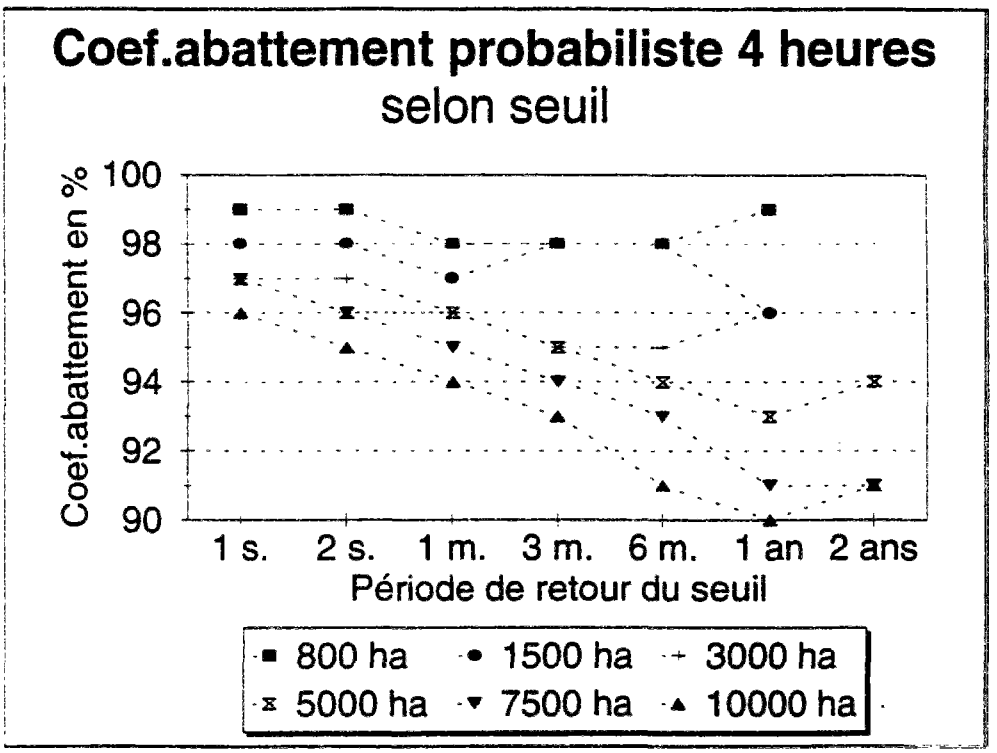


Figure 46 : Influence de la période de retour du seuil sur l'abattement probabiliste.

Comparaison avec l'imagerie radar

On compare ici l'estimation des coefficients d'abattement issus des images radar avec ceux obtenus précédemment à l'aide des seuls pluviomètres.

Les images radar relatives à 42 événements sont disponibles sous un format commun, CASTOR, depuis début 1991. Nous avons considéré que la zone calibrée était constituée par un carré de dimension 20 X 20 kilomètres recouvrant approximativement la surface du département et nous avons découpé au sein de cette zone, des ensembles de carreaux dont les cotés font successivement 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, et 10 km. On a admis que ces carreaux pouvaient se recouvrir par moitié, ce qui statistiquement n'introduit pas d'information supplémentaire, mais permet un meilleur lissage des observations, du fait d'une plus grande diversité de situations.

Pour des surfaces de 0 à 5000 ha et des pas de temps de 5 à 30 minutes, on obtient :

$$\alpha(\Delta t,\ S) = S^{\,-\,0.051\ +\ 0.013\ .\ \ln(\Delta t)} \qquad (r^2 = 0.86) \qquad \textbf{(108)}$$

Ce résultat est très proche de celui obtenu avec les triplets de postes.

L'emploi des images radar calibrées, selon la méthode CALAMAR, donne des résultats proches de ceux des pluviomètres, en matière d'estimation des distributions de fréquence des lames d'eau. Des travaux complémentaires seront cependant nécessaires pour rapprocher les résultats issus des deux systèmes de mesures.

IV.3.2.3 Influences de la saison et du type de temps

L'influence de la saison sur le coefficient d'abattement probabiliste peut se résumer ainsi :

- elle est faible pour les grands pas de temps : de l'ordre 5 à 7% d'écart entre l'été et l'hiver (l'été donnant des coefficients plus faibles).

- elle est plus forte pour les petits pas de temps (de l'ordre de 15% d'écart entre le mois le plus fort et le mois le plus faible). On ne peut pas dire que les coefficients sont plus faibles l'été. Il semblerait que ce sont les mois intermédiaires entre les saisons qui présentent les observations les plus faibles (mai et septembre notamment).

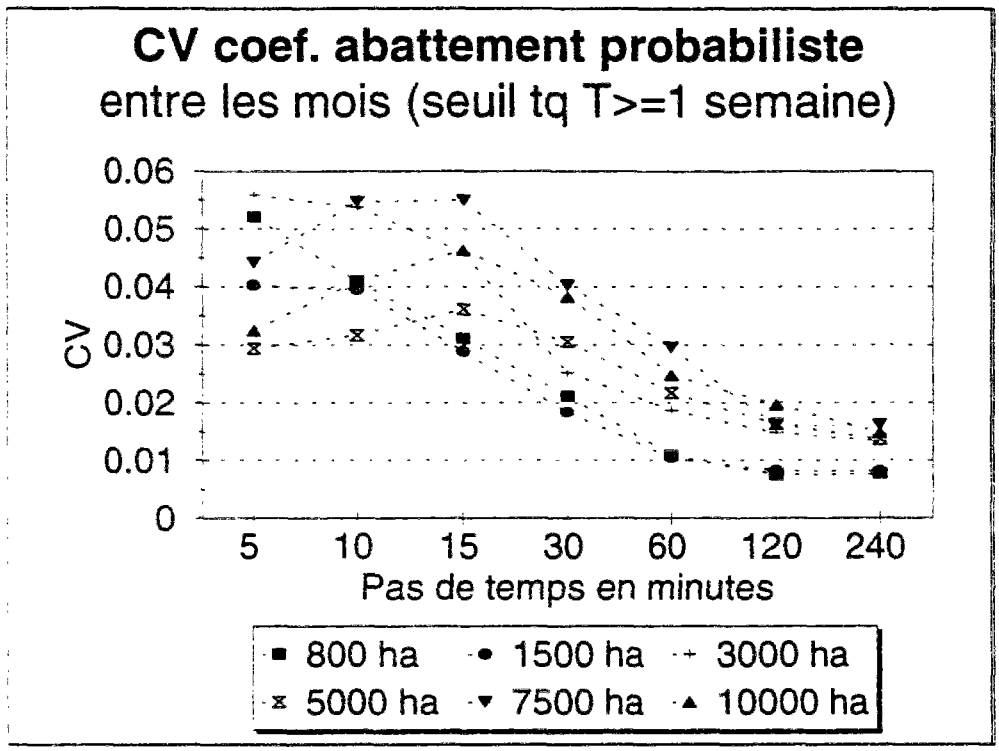


Figure 47 : Variabilité des coefficients d'abattement probabilistes selon les mois, les surfaces et les pas de temps.

De même que l'influence du seuil de sélection des événements, la saison ne se traduit que par des effets modérés sur les coefficients d'abattement. Les coefficients de variation intermensuels des coefficients d'abattement probabilistes ne dépassent pas 1 à 2% pour les grands pas de temps (2 et 4 heures) et 4 à 6% pour les petits pas de temps (5 et 10 minutes).

Les différences observées d'un type de temps à l'autre sont du même ordre de grandeur. On trouve comme pour l'intermittence, la hiérarchie suivante entre les types de temps, du plus hétérogène vers le plus homogène : le type 6, puis les types 5, 1, 4 et 3 et enfin les types 10, 8, 9, 7 et 2. Le type 6 se distingue encore des autres comme étant le plus hétérogène, suivi des types 5 et 1.

Afin de synthétiser les fluctuations du coefficient d'abattement en fonction des saisons et des types de temps, les paramètres du modèle d'abattement empirique $\alpha = S^{-\varepsilon \cdot \delta \cdot Ln(\Delta t)}$ ont été analysés. Il apparaît que les deux paramètres ε et δ sont fortement corrélés ($r^2 = 0.95$ environ) sur les séries des observations mois par mois et type de temps par type de temps.

On peut donc se limiter à l'étude des fluctuations d'un seul de ces paramètres. Les figures page suivante retracent l'évolution du paramètre ε.

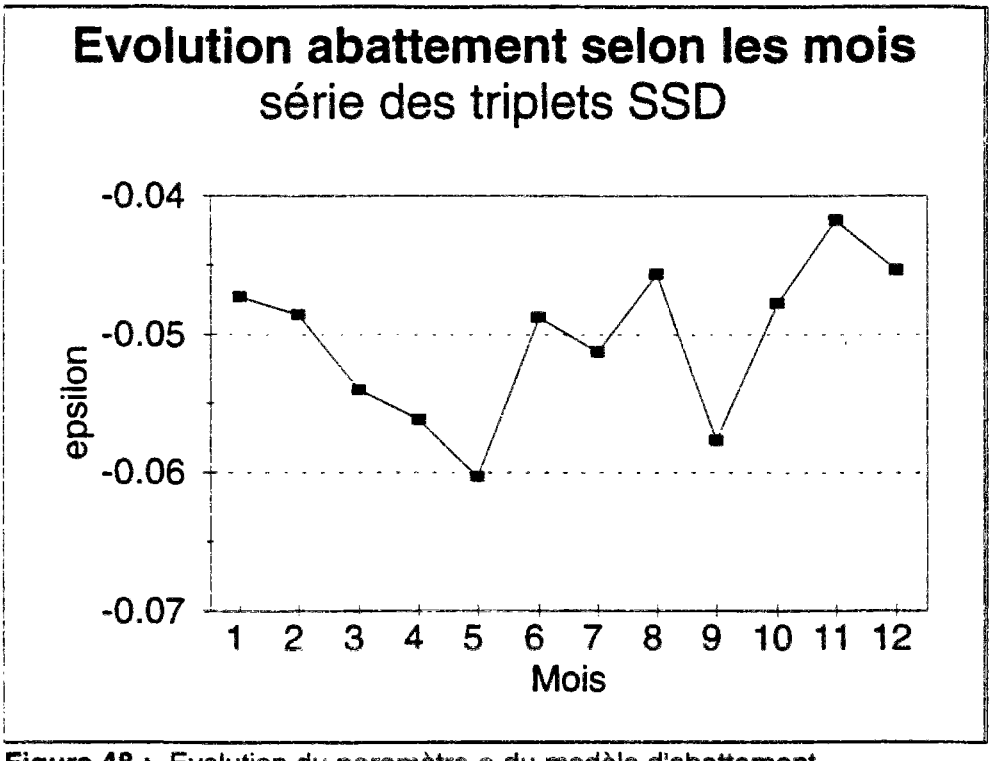


Figure 48 : Evolution du paramètre ε du modèle d'abattement $S^{**}(-\varepsilon + \delta.Ln(\Delta t))$ en fonction du mois de l'année.

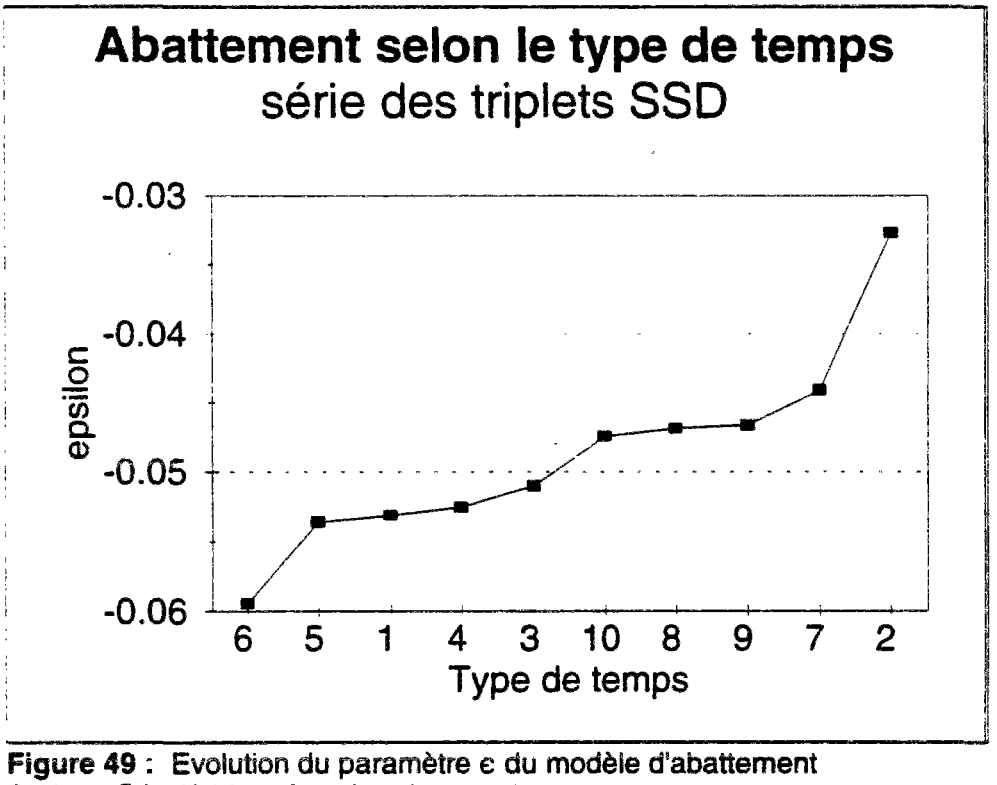


Figure 49 : Evolution du paramètre ε du modèle d'abattement $S^{**}(-\varepsilon + \delta.Ln(\Delta t))$ en fonction du type de temps.

IV.3.2.4 Modélisation de l'abattement

Les champs de précipitations ont été décrits à l'aide de leurs taux d'intermittence et des corrélogrammes spatiaux entre mesures. On tente ici d'utiliser ces informations afin d'estimer les coefficients d'abattement probabilistes.

Dans un premier modèle, l'effet de l'intermittence au dessus d'un seuil est évalué à l'aide d'un ajustement empirique. Un second modèle relie le coefficient d'abattement probabiliste avec le corrélogramme spatial des mesures.

Modèle fondé sur l'intermittence des champs de pluie

On considère que les champs de pluie sont organisés en cellules présentant de fortes intensités, et en dehors desquelles la pluie est faible. Le terme de cellule est employé ici par abus de langage et représente en fait la trace au sol d'un champ de pluie. Le modèle d'abattement de Bengtsson et Niemczynowicz, 1986, est fondé sur ce type de considération.

En recherchant une relation entre le taux de postes touchés et le coefficient d'abattement probabiliste, on obtient les résultats suivants :

- sur les bassins de 800-1500 hectares, une liaison linéaire avec $r^2 = 0.90$:

$$\alpha = 0.49 + 0.57 \, . \, Txp \qquad \textbf{(109)}$$

- sur les bassins de 5000-10000 hectares, une liaison linéaire avec $r^2 = 0.975$:

$$\alpha = 0.32 + 0.80 \, . \, TxP \qquad \textbf{(110)}$$

L'effet de l'intermittence semble donc plus importante sur de grands bassins versants, soit en fait lorsque leur taille devient significativement plus grande que la moyenne de celles des cellules de pluies intenses.

Modèle fondé sur les relations linéaires entre mesures

L'étude des lois de distribution des lames d'eau a montré que les coefficients de variation des lames d'eau (CV_{My}) et des intensités maximales (CV_{Mx}) étaient quasiment égaux, ce qui permet de relier le coefficient d'abattement probabiliste α avec les écart-types de ces distributions.

$$CV_{Mx} = CV_{My} \quad \Rightarrow \quad \frac{\sigma_{Mx}}{X_{Mx}} = \frac{\sigma_{My}}{X_{My}} \qquad \textbf{(111)}$$

d'où :

$$\alpha = \frac{\overline{X_{My}}}{\overline{X_{Mx}}} = \frac{\sigma_{My}}{\sigma_{Mxy}} \qquad \textbf{(112)}$$

On peut écrire :

$$\alpha^2 = \frac{\sigma^2_{My}}{\sigma^2_{Mx}} \qquad \textbf{(113)}$$

Dans cette expression, le terme figurant au numérateur représente la variance de la série des lames d'eau maximales mesurées sur les M postes. Cette variance découle de celle des séries ponctuelles par l'intermédiaire des coefficients de corrélation spatiaux entre ces séries. En effet, la lame d'eau est égale à la moyenne des mesures aux M postes, ce qui permet d'écrire que sa variance est égale à :

$$\sigma^2_{My} = \frac{\sigma^2_X}{M} \cdot (1+(M-1).\overline{R}) \qquad \textbf{(114)}$$

avec $\overline{R}$, la moyenne des coefficients de corrélation entre les M.(M-1)/2 couples que l'on peut constituer à l'aide des M postes.

En reportant ce résultat dans l'équation précédente, on obtient :

$$\alpha^2 = \frac{\sigma^2_X}{\sigma^2_{MxXm}} \cdot \frac{1}{M'} \quad avec \quad M' = \frac{M}{1 + (M-1).\overline{R}} \qquad \textbf{(115)}$$

soit :

$$\alpha = \frac{\sigma_X}{\sigma_{Mx}} \cdot \sqrt{\frac{1}{M'}} \qquad \textbf{(116)}$$

M' est le nombre équivalent de postes indépendants, notion déjà citée lorsque nous avons effectué les ajustements régionaux au chapitre III. Ce nombre représente le nombre de postes indépendants qu'il faudrait avoir pour observer la même variance d'estimation de la moyenne des M postes dépendants, selon le corrélogramme R(D). M' peut être estimé si l'on dispose d'un réseau de pluviomètres. Il dépend du corrélogramme R(D) et des emplacements respectifs des postes les uns par rapport aux autres. Il tend vers $1 / \overline{R}$ lorsque M tend vers l'infini.

Dans ces conditions, l'expression du coefficient d'abattement se résume au rapport entre l'écart-type des mesures ponctuelles, concomitantes des observations de lames d'eau maximales, et l'écart-type des intensités maximales ponctuelles.

Le coefficient d'abattement probabiliste par rapport à la série épicentrée α_{ep} dépend de la relation entre la série épicentrée et la série des intensités maximales ponctuelles.

$$\alpha_{ep} = \frac{\overline{X_{My}}}{\overline{X_{ep}}} = \frac{\overline{X_{My}}}{\overline{X_{Mx}}} \cdot \frac{\overline{X_{Mx}}}{\overline{X_{ep}}} \quad d'où \quad \alpha_{ep} \equiv \frac{\overline{X_{Mx}}}{\overline{X_{ep}}} \cdot \alpha \quad \textbf{(117)}$$

Lorsque le nombre M de postes augmente sur la surface, les coefficients d'abattement tendent respectivement vers les limites suivantes :

$$\alpha \to \frac{\sigma_X}{\sigma_{Mx}} \cdot \frac{\sqrt{\overline{\overline{R}}}}{} et \quad \alpha_{ep} \to \frac{\overline{X_{ep}}}{\overline{X_{Mx}}} \cdot \frac{\sigma_X}{\sigma_{Mx}} \cdot \sqrt{\overline{\overline{R}}} \qquad \textbf{(118)}$$

On retrouve ici, à une constante multiplicative près, le rapport de deux écart-types, l'expression donnée par Rodriguez-Iturbe, 1974.

Ainsi, comme dans le cas des séries complètes (démonstration de Rodriguez-Iturbe,1974), les rapports entre quantiles des distributions ponctuelles, au sens strict et épicentrée, et "surfacique" sont résumés par la moyenne des coefficients de corrélation que l'on peut calculer entre l'ensemble des couples de points existant au sein de la surface étudiée.

L'estimation des coefficients d'abattement probabilistes repose donc sur le choix du corrélogramme à retenir dans le calcul et l'estimation de la variance des observations ponctuelles concomitantes des lames maximales. Ces deux paramètres peuvent être estimés d'après des échantillons de mesures de réseaux denses ou de radars. Il semble cependant difficile de les estimer a priori car ils dépendent de la période de retour des observations.

IV.3.3 Conclusions

Le coefficient d'abattement probabiliste a été étudié par l'intermédiaire d'observations sur des triplets de postes. Il en ressort que dans la gamme des pas de temps et des surfaces employée en hydrologie urbaine, il dépend beaucoup plus du pas de temps que de la surface.

Au delà d'une durée de 60 minutes, et pour des surfaces inférieures à 10000 hectares, ce coefficient d'abattement reste compris entre 0.9 et 1, ce qui en limite l'utilité.

Les fluctuations du coefficient d'abattement en fonction de la saison, du type de temps et de la période de retour n'excèdent pas 15% entre observations hautes et basses.

Le coefficient d'abattement probabiliste est fortement corrélé avec le taux d'intermittence au dessus d'un seuil et avec le corrélogramme croisé des champs de pluie. Dans le cas de grands bassins versants de tailles supérieures à 5000 hectares, l'intermittence explique à elle seule 97.5% de la variance du coefficient d'abattement. Pour de petits bassins, 800-1500 hectares, elle n'explique que 90% de sa variance, tandis que le corrélogramme croisé en explique 95%.

On constate une forte corrélation entre le coefficient d'abattement probabiliste et le taux moyen d'intermittence ($r^2 = 0.94$).

IV.4 Hétérogénéité des champs de pluie : coefficients d'abattement épicentriques

Les champs de pluie aux petites échelles de temps sont hétérogènes. Afin d'améliorer leur représentation, on cherche à caractériser leur variabilité spatiale à l'échelle des bassins versants urbains. La notion de coefficient d'abattement autour de l'épicentre traduit ce phénomène en considérant que le champ de pluie est structuré localement autour d'un épicentre, lieu de l'intensité de pluie la plus forte. L'intensité de pluie décroît lorsque l'on s'éloigne de l'épicentre, ce qui peut être décrit de deux manières :

- le coefficient d'abattement rapport entre la mesure en un point P, éloigné de l'épicentre d'une distance D, et la mesure à l'épicentre ;

- le coefficient d'abattement surfacique autour de l'épicentre : le rapport entre la lame d'eau moyenne sur une surface S, centrée sur l'épicentre, et la mesure à l'épicentre.

Plusieurs difficultés apparaissent d'emblée à propos de cette notion :

- la localisation de l'épicentre est en général très délicate aux petits pas de temps avec des réseaux dont la densité est en général insuffisante pour cela. En effet, l'épicentre d'une zone de pluie, s'il existe, ne coïncide pas nécessairement avec l'emplacement d'un pluviomètre. Par ailleurs, cette zone de pluie peut fort bien ne pas être détectée du tout par le réseau ;

- la multiplicité des épicentres : il peut exister au sein d'un champ de pluie plusieurs maxima locaux, ce qui réduit l'intérêt de cette notion au seul voisinage de chaque épicentre ;

- la nature de la fonction de décroissance ; celle-ci est supposée déterministe et continue dans l'espace, et souvent isotrope, hypothèses peut-être acceptables à de grandes échelles de temps, mais peu réalistes aux petits pas de temps.

Ce qui suit éclaire ce dernier point, à savoir que le coefficient d'abattement épicentrique est très variable d'un événement à l'autre.

Pour chaque groupe de postes (des triplets, M=3), chaque événement et chaque pas de temps, on a extrait la lame d'eau maximale d'événement sur les M postes, X_{My}, ainsi que la plus forte des intensités ponctuelles, X_{MxC}, composant cette lame d'eau. X_{MxC} représente une estimation de l'épicentre du champ correspondant à la lame d'eau maximale. Le rapport $K = X_{my} / X_{mxC}$ s'apparente au coefficient d'abattement surfacique autour de l'épicentre et en représente une valeur approchée par défaut. Il apparaît, indépendamment de toute autre considération, que la variabilité de K est très grande d'un événement à l'autre. Ce rapport représente donc un bon indicateur global de l'hétérogénéité spatiale des champs de pluie et pour cette raison, nous en donnons ci-après quelques éléments descriptifs.

K est une variable aléatoire, de moyenne m_K et d'écart-type s_K, variant entre autre selon le pas de temps, l'éloignement des postes, la valeur à l'épicentre, la saison et le type de temps.

Si M est le nombre de points de mesure, K fluctue entre les bornes 1/M et 1. S'il vaut 1/M, seul 1 poste dans le champ est touché par la pluie. S'il vaut 1, le champ de pluie est uniforme : on y observe la même intensité sur tous les postes de mesure.

La transformation suivante donne un critère K' fluctuant entre 0 et 1, quel que soit le nombre de postes de mesures :

$$K' = -LN(K) / LN(M)$$

K' vaut 0 si le champ est uniforme et tend vers 1 si la surface de la zone de pluie tend à se limiter à l'épicentre. K' représente l'exposant que l'on devrait appliquer à la mesure à l'épicentre pour retrouver la lame d'eau moyenne sur les M postes.

Cette présentation de l'hétérogénéité spatiale d'une pluie au dessus d'un bassin versant est en tout point analogue à celle adoptée pour décrire l'hétérogénéité temporelle des intensités au sein d'une période pluvieuse (voir § III.3.4).

On constate que pour une densité de triplet et un pas de temps donnés, K' suit approximativement une loi lognormale tronquée entre 0 et 1 (fig. 50).

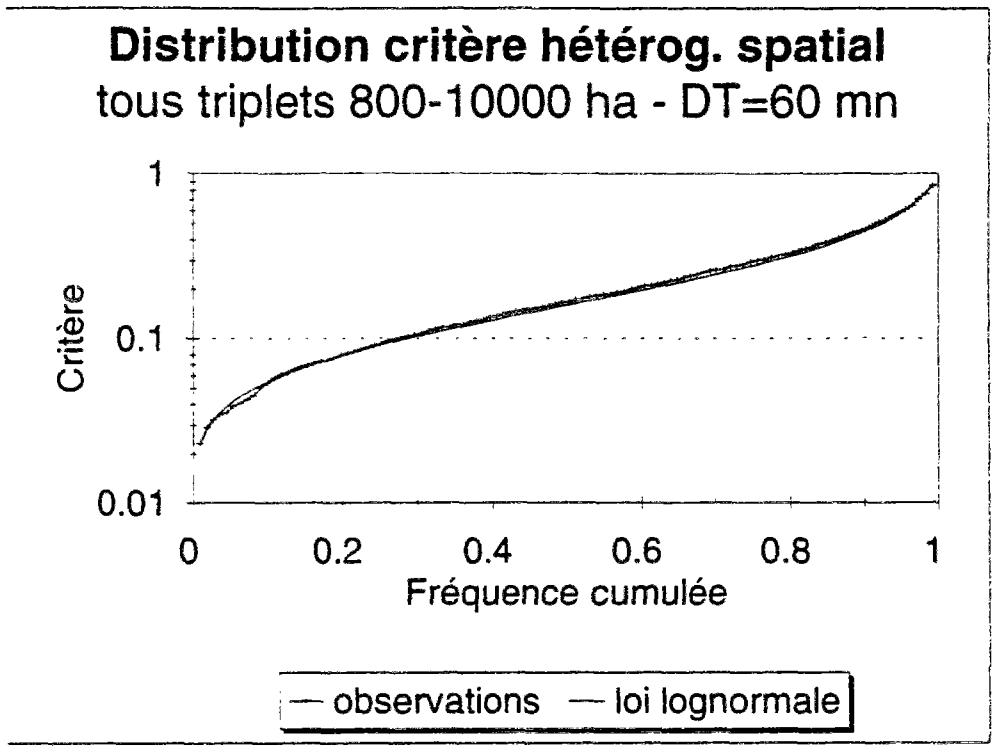


Figure 50 : Distribution du critère d'hétérogénéité K' pour le pas de temps de 60 minutes. Période de retour >= 2 semaines. Tous triplets confondus.

En conclusion, la notion de coefficient d'abattement autour de l'épicentre apparaît trop incertaine pour intervenir dans la description des champs de pluie, sauf peut-être très localement, en présence d'un réseau très dense de pluviomètres ou d'images radar. En raison de sa forte variabilité, cette notion représente par contre un bon indicateur global de l'hétérogénéité d'un champ de pluie donné.

IV.5 Conclusion

Les précipitations sur une surface ont été approchées à l'aide de mesures conjointes sur des couples et des triplets de postes.

L'examen des taux de champs intermittents et des corrélogrammes fait apparaître une évolution des statistiques entre quelques minutes et une heure environ, ce qui laisse penser qu'au delà de cette durée, la surface des zones touchées par la pluie n'évolue plus beaucoup. Les corrélogrammes sont très sensibles au seuil de sélection des observations. Pour des périodes de retour supérieures à quelques mois, notamment, les corrélations spatiales s'effondrent au delà de quelques kilomètres.

Un modèle très simplifié de la forme et de la distribution des tailles de cellules intenses, ou de leurs traces au sol, permet d'estimer que leur surface moyenne est de l'ordre de 900 hectares au pas de temps de 5 minutes et 2000 hectares au pas de temps 10 minutes, soit de l'ordre de grandeur des plus petites surfaces que nous avons étudiées. Dans ces conditions, on doit admettre que lors des fortes pluies, il existe une probabilité importante, que des bassins versants de tailles supérieures à quelques centaines d'hectares ne soient que partiellement recouverts par les zones de pluies intenses.

Les taux de champs intermittents et les taux de postes touchés fluctuent au cours des saisons et sont conditionnés au type de temps. L'intermittence est plus élevée en été qu'en hiver et est plus élevée pour le type de temps anticyclonique d'été (type de temps 6) que pour les types 1 et 5, également d'été. On retrouve là une particularité du type de temps 6 au sein de la saison estivale.

Les corrélogrammes montrent un comportement parallèle avec ceux des taux d'intermittence : même évolution selon le pas de temps, la saison et le type de temps.

La notion de coefficient d'abattement probabiliste permet d'estimer des lames d'eau de périodes de retour données à partir des courbes IDF ponctuelles. Dans la gamme des pas de temps et de surface de l'hydrologie urbaine, les expressions empiriques de coefficients d'abattement probabilistes sont nettement plus influencées par le pas de temps que par la surface. Leurs variations en fonction de la période de retour, de la saison et du type de temps sont constatées mais demeurent de faible importance. Elles sont cependant plus fortes pour les pas de temps de 1 à 4 heures en raison probablement du maintien de l'hétérogénéité spatiale des orages aux grands pas de temps.

Le coefficient d'abattement probabiliste est fortement lié au taux d'intermittence et au corrélogramme croisé des champs de pluie correspondant aux lames maximales. Des relations linéaire empiriques faisant intervenir ces deux paramètres rendent compte de 97% de sa variance.

Le coefficient d'abattement autour de l'épicentre est une variable aléatoire très dispersée, dépendant de la densité du réseau sur lequel on l'estime. Du fait de sa grande variabilité, il peut être employé comme un descripteur global de l'hétérogénéité d'un champ de pluie au droit d'un bassin versant.

L'expression d'abattement couramment employée en France $K = S^{-0.05}$ se réfère à la notion d'abattement autour de l'épicentre ; elle ne conduit pas à l'estimation d'une lame d'eau de même période de retour que l'observation ponctuelle à l'épicentre. En particulier, pour des pas de temps supérieurs à une dizaine de minutes, elle se traduit par des estimations de lames d'eau de périodes de retour inférieures à celle de l'observation à l'épicentre.

Chapitre V - Effet de la répartition spatio-temporelle des précipitations sur le ruissellement en milieu urbain

L'étude des précipitations ne représente pas une fin en soi pour l'hydrologie urbaine. Elle ne constitue qu'une étape préalable à la plupart des applications développées dans cette discipline, à savoir, l'étude quantitative et qualitative des eaux de ruissellement, l'étude de la gestion de ces eaux afin de satisfaire les objectifs que nous avons signalés en introduction.

Ces études font appel pour ce qui concerne leurs aspects techniques à des grandeurs décrivant l'écoulement tels que les niveaux, les vitesses, les débits, les concentrations en divers éléments chimiques, traceurs ou indicateurs, et plus généralement, l'évolution de ces grandeurs dans le temps : limnigrammes (évolution du niveau), hydrogrammes (évolution du débit) et pollutogrammes (évolution de paramètres de pollution).

A l'heure actuelle, faute de connaissances et de mesures suffisantes, de nombreuses études sont fondées sur une prise en compte très simplifiée et parfois très incertaine des phénomènes de pluie. Les précipitations ne sont analysées qu'à travers des séries d'observations ponctuelles de longueurs parfois assez courtes par rapport aux informations que l'on y recherche. Leur dimension spatiale est bien souvent négligée, de même que leur dynamique.

L'objet de chapitre consiste à illustrer à l'aide d'un cas concret, l'effet de la diversité temporelle et spatiale des pluies sur l'écoulement. A cet effet, le débits de pointe à l'aval d'un bassin versant de 1400 hectares, le Ru Sainte-Baudile est simulé pour un nombre important de pluies réellement observées en Seine-Saint-Denis. On en déduit sa statistique et l'on tente de la rapprocher de celle des lames d'eau moyennes de pluie sur le bassin versant.

V.1 Méthodologie

Le dimensionnement des ouvrages d'un réseau d'assainissement fait en France référence à des événements d'une certaine période de retour, qui en réalité devrait concerner le risque de défaillance des ouvrages. Dans les fait, cette période de retour concerne l'intensité moyenne maximale de la pluie au cours d'une durée équivalente à celle du temps de concentration du bassin versant.

Dans la pratique, à la suite de plusieurs simplifications, cet événement est souvent estimé comme résultant d'une pluie ponctuelle, de période de retour T, pour une durée équivalente au temps de concentration du bassin versant, et éventuellement affecté d'un coefficient d'abattement surfacique. Cette pluie est appliquée soit uniformément sur le bassin versant, soit suivant une fonction décroissante autour d'un épicentre positionné au centre du bassin.

Brunelle, 1991, montre par simulation de pluies théoriques sur un bassin versant de 240 ha, qu'à égalité de lame moyenne, l'hétérogénéité spatiale des précipitations entraîne des fluctuations de +/-10 à 20% sur l'estimation des débits de pointe. Blanchet, 1993, obtient des résultats analogues sur ce bassin versant, mais avec des pluies réelles. Niemczynowicz, 1988, étudie l'effet de la répartition spatio-temporelle des précipitations sur la prédétermination des hydrogrammes à l'exutoire d'un petit bassin versant urbain et conclut à l'importance non seulement de la répartition spatiale de la pluie mais aussi de sa dynamique (son déplacement).

L'objectif de cette présentation consiste à illustrer à l'aide d'un cas concret, toutes choses égales par ailleurs (état initial et coefficients de ruissellement constants des sous-bassins versants), l'effet de la répartition spatio-temporelle observée d'après de nombreuses pluies réelles sur la distribution des débits de pointe à l'exutoire. On s'intéresse à l'estimation du débit de pointe de période de retour T, et on le compare à celui que procure une pluie de projet double-triangle, telle que définie par Desbordes et Raous, 1976.

On expose la méthodologie de l'étude puis les données employées et enfin les principaux résultats observés, à partir desquels sont tirées quelques conclusions et perspectives.

V.2 Simulation d'un bassin versant : le Ru Sainte-Baudile

Le site retenu est le bassin versant du Ru Sainte-Baudile en Seine-Saint-Denis, dont l'exutoire est constitué par la Marne, par rapport à laquelle il se situe en rive droite. Il présente une surface de 1400 ha et un coefficient d'imperméabilisation moyen d'environ 30% . Il est drainé par un réseau unitaire en amont et pluvial en aval et la pente moyenne des collecteurs passe de 2% environ en amont à 0.4% en aval, en bordure de Marne. Il est occupé principalement par de l'habitat pavillonnaire et du petit collectif. Son temps de concentration est de 60 minutes environ.

V.2.1 Modélisation du fonctionnement du réseau d'assainissement

Le fonctionnement du réseau d'assainissement a été modélisé à l'aide du logiciel CEDRE 2.0, développé par le Laboratoire Méthodes de l'INSA de Lyon.

Le modèle hydrologique

Le bassin versant a été décomposé en 21 sous-bassins versants, sur lesquels la transformation pluie-débit est représentée grâce au modèle du réservoir linéaire, dont l'unique paramètre K, est estimé à l'aide d'une expression proposée par Desbordes, fonction de la surface, du coefficient d'imperméabilisation, de la longueur et de la pente moyenne du plus long parcours de l'eau.

Le modèle de propagation dans les conduites

La propagation des écoulements dans le réseau est effectuée avec un modèle conceptuel, le modèle de Muskingum, avec écrêtement des débits à la capacité des conduites. En d'autres termes, lorsque le débit atteint le débit capable d'une conduite, l'excédent est stocké puis écoulé par la suite au moment de la décrue. Cette approche tend à sous-estimer les débits de pointe, car on néglige l'effet de la force motrice lors de la mise en charge. Compte-tenu du nombre important d'événements à modéliser et de la relative complexité du réseau, il semblait difficile pour cette première tentative d'envisager une modélisation plus fine à l'aide des équations de Saint-Venant.

Les paramètres du modèle

La géométrie du réseau est connue, de même que la position des déversoirs et l'état général des conduites. Le coefficient de rugosité (Manning-Strickler) est fixé à 60.

V.2.2 Simulations de pluies

V.2.2.1 Echantillon des pluies retenues

Toutes les pluies de périodes de retour supérieures ou égales à 1 an sur au moins un pas de temps et sur au moins un poste ont été employées. Elles ont été représentées d'une part par les mesures en un seul poste, appliquées uniformément sur la surface du bassin versant, et d'autre part, par les mesures concomitantes en trois postes distribués sur la surface du bassin. De cette manière, on recherche l'influence de la forme des hyétogrammes et de la distribution spatiale réelles de la pluie sur le ruissellement.

V.2.2.2 Séries de simulations réalisées

Quatre séries de simulations ont été conduites à l'aide du modèle :

- simulation de pluies de projet (type double-triangle) non abattues ;
- simulation d'une série longue de pluies ponctuelles ;
- simulation d'une série longue de pluies mesurées en 3 postes ;
- simulation d'une série d'événements pluvieux mesurés par radar.

Les pluies ponctuelles sont celles observées sur chacun des postes constitutifs des triplets de postes employés dans le troisième jeu de simulations (mêmes postes et mêmes événements). Elles sont appliquées uniformément et sans abattement sur toute la surface du bassin versant. Pour les pluies mesurées en 3 postes, on utilise les polygones de Thiessen, ce qui revient pour chaque sous-bassin versant à affecter la pluie mesurée au poste le plus proche. Les pluies mesurées par radar ne sont étudiées qu'à titre de comparaison car l'échantillon demeure faible vis-à-vis des pluies très fortes.

On étudie l'effet de la répartition spatio-temporelle des précipitations sur le ruissellement à l'exutoire d'un réseau modélisé, proche de la réalité mais non nécessairement identique. Les simulations sont réalisées toutes choses égales par ailleurs, en particulier l'état initial du bassin versant et son coefficient de ruissellement, pris égal au coefficient d'imperméabilisation. On effectue donc une analyse de sensibilité de l'entrée, la pluie, sur la sortie, le ruissellement à l'exutoire. Il est bien entendu que les fluctuations portant sur d'autres entrées du modèle, et notamment les coefficients de ruissellement ou les taux de remplissage initiaux des collecteurs unitaires sont autant de facteurs pouvant accroître la variabilité des résultats. Il ne nous est pas possible de les appréhender dans le cadre de cette étude.

Effet de la variabilité spatio-temporelle des pluies sur le débit de pointe

Pour chaque ensemble de simulations on représente le débit de pointe à l'exutoire en fonction de l'intensité moyenne maximale observée au cours d'une durée équivalente au temps de concentration. On observe ainsi à égalité de hauteur d'eau moyenne sur le bassin versant, et au cours de la durée du temps de concentration, la variabilité des débits induite premièrement par l'hétérogénéité temporelle seule (cas des pluies ponctuelles appliquées uniformément sur le bassin), et par l'hétérogénéité spatio-temporelle (cas des pluies mesurées en 3 postes ou au radar).

Relation entre quantiles d'intensités moyennes maximales et quantiles de débits de pointe

Pour chaque ensemble de simulations, on classe par valeurs décroissantes la série des observations de débits, et ensuite celles des intensités moyennes maximales en 60 minutes (durée du temps de concentration). Dans ces séries classées, les observations de débit et d'intensité de même rang possèdent une même fréquence empirique. On peut donc estimer des débits de mêmes fréquences empiriques que les intensités maximales, ce qui permet de déduire les relations existantes entre pluies ponctuelles, lames d'eau sur une surface, et débits, de mêmes périodes de retour.

V.2.3 Résultats des simulations

On expose successivement les résultats des différents jeux de simulation décrits au § V.2.2 en se limitant au pluies de période de retour de 2 à 20 ans (sur 60 minutes).

Simulation de pluies ponctuelles appliquées uniformément sur le bassin-versant

Pour une même intensité moyenne maximale en 60 minutes, Imax60, on observe des fluctuations du débit de pointe jusqu'à +/- 8% autour de l'estimation moyenne. L'analyse de cette fluctuation en fonction d'un critère d'hétérogénéité du hyétogramme (rapport Imax30/Imax60) montre que l'on peut expliquer près de 60% de la variance de ces fluctuations. Imax30 représente l'intensité maximale en 30 minutes. Plus le critère est grand (distribution temporelle hétérogène), plus l'écart relatif du débit estimé par rapport à la courbe moyenne est grand. Pour une intensité maximale donnée en 60 minutes, l'observation moyenne est obtenue pour un rapport Imax30/Imax60 de 1,6. On en déduit que pour retrouver un débit de période de retour T à partir d'une intensité maximale en 60 mn de période de retour T, le hyétogramme doit avoir une forme telle que Imax30/Imax60 soit proche de 1,6.

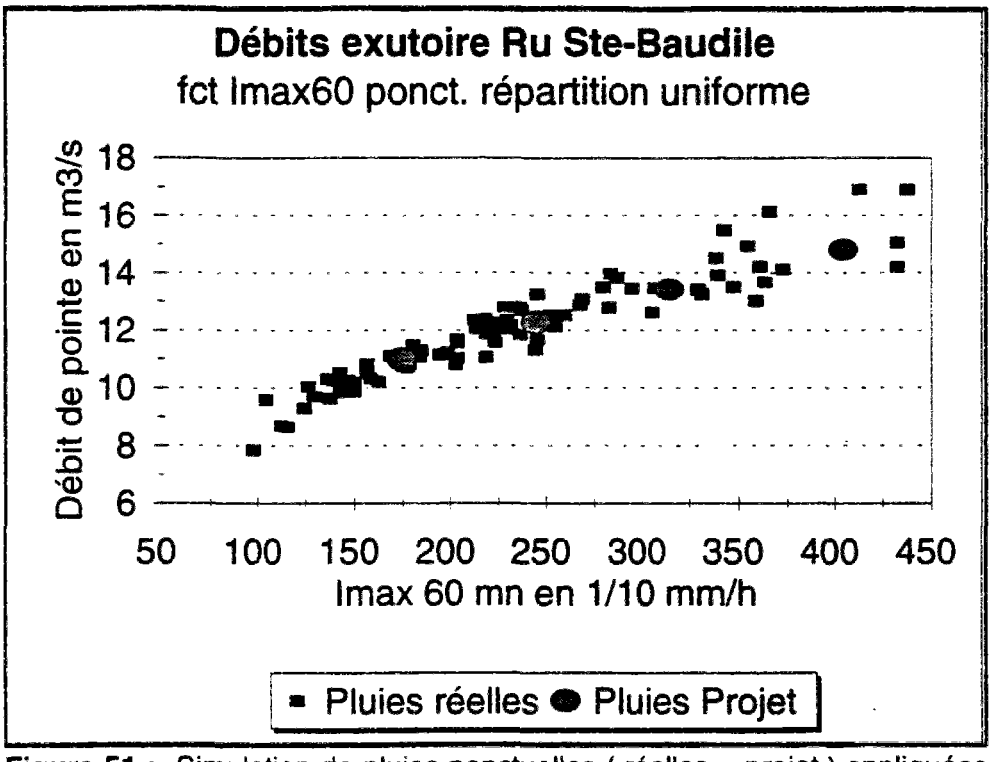


Figure 51 : Simulation de pluies ponctuelles (réelles + projet) appliquées uniformément sur le bassin versant.

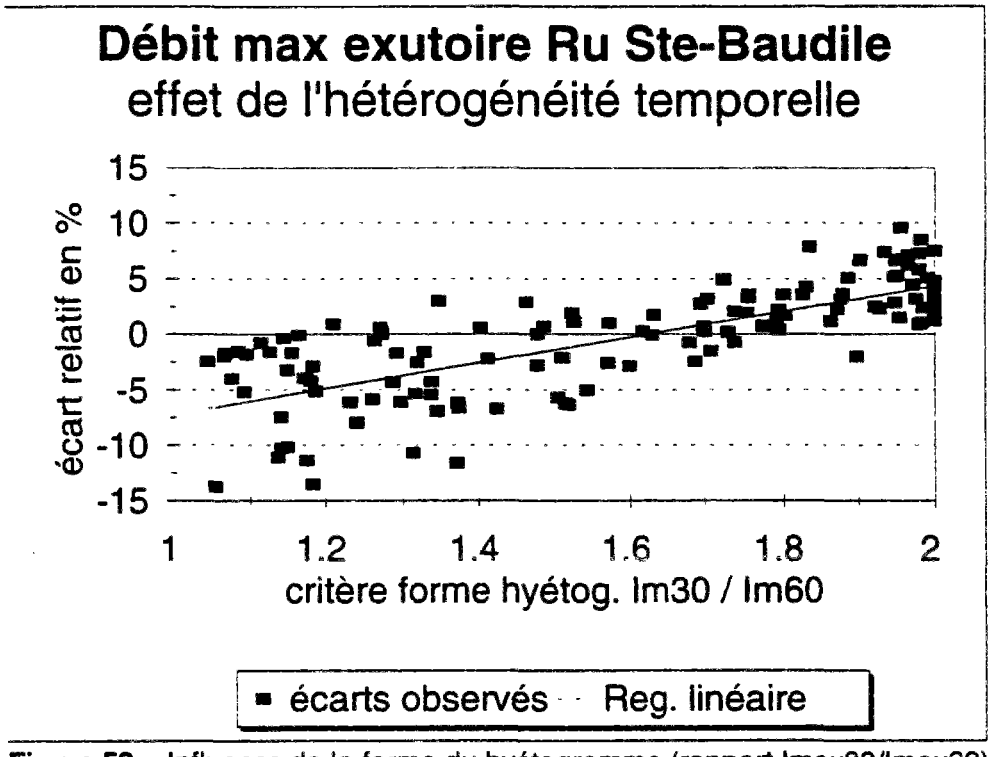


Figure 52 : Influence de la forme du hyétogramme (rapport Imax30/Imax60) sur les écarts de débits estimés par rapport au débit de même fréquence que l'intensité maximale en 60 minutes.

Simulation de pluies spatialisées mesurées en 3 postes

Les débits de pointe simulés fluctuent pour l'essentiel dans un intervalle de +/-12-15% autour de l'estimation moyenne, la même que dans le cas des pluies uniformes. Certains débits cependant s'en écartent jusqu'à +/-30%.

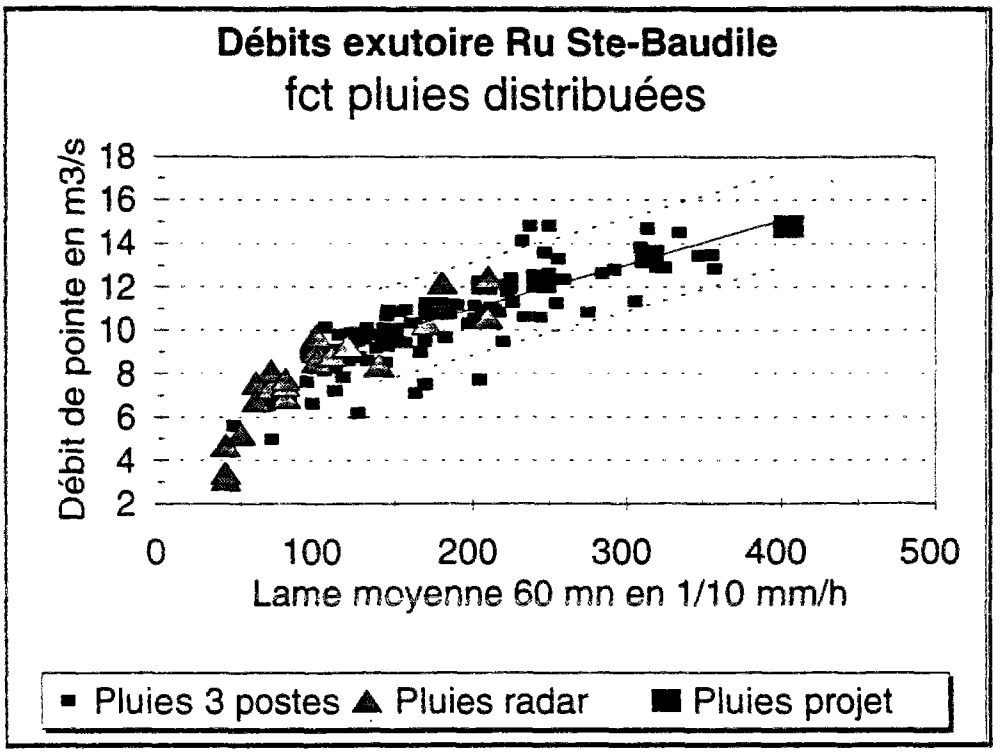


Figure 53 : Simulation de pluies distribuées sur la surface du BV + pluies de projet appliquées uniformément.

L'analyse des observations montre que par rapport à une pluie uniforme, l'hétérogénéité spatiale n'entraîne pas nécessairement des écarts sur le débit de pointe et que s'ils existent, ils peuvent se manifester aussi bien dans un sens que dans l'autre. Les écarts les plus importants résultent de pluies très hétérogènes selon l'axe principal d'écoulement au sein du bassin versant (hétérogénéité entre amont et aval) ; lorsque l'hétérogénéité se manifeste de part et d'autre de cet axe les écarts sont plus faibles.

Pour une même lame d'eau maximale, de fortes pluies à l'aval provoquent des débits plus importants que de fortes pluies en amont. Le même phénomène est constaté sur l'échantillon de Blanchet, 1993. Dans notre cas, les écarts concernant les pluies hétérogènes d'amont sont plus importants car outre l'influence de l'amortissement de la crue lors de sa propagation, une partie plus importante des eaux est déversée en cours de route vers un collecteur de délestage, le Neuilly-Gagny.

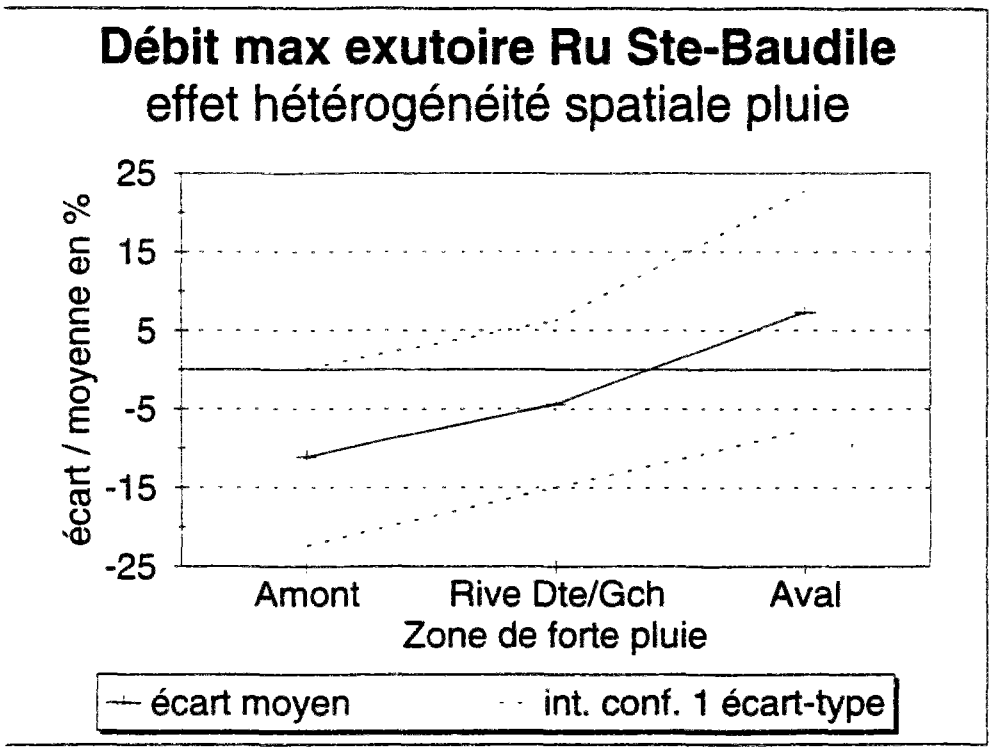


Figure 54 : Influence de l'hétérogénéité spatiale sur les écarts entre débits estimés et débits de mêmes périodes de retour que la lame d'eau moyenne maximale en 60 minutes.

Simulation des pluies mesurées au radar

On ne constate pas de différences significatives avec les résultats à 3 postes à ceci près que l'échantillon radar étant faible, il ne présente pas d'événements très hétérogènes. On ne rencontre donc pas d'écarts supérieurs à +/- 12-15 %.

Relation entre quantiles de débits de pointe et quantiles d'intensités maximales

La figure 55 représente les débits de pointe en fonction des intensités moyennes maximales de mêmes périodes de retour qu'eux. On a représenté en fait les débits en fonctions des intensités moyennes maximales de mêmes rangs dans leurs séries classées respectives (on a donc travaillé d'après des fréquences empiriques).

On constate que les courbes issues respectivement des simulations de pluies uniformes et distribuées sont quasiment superposées. Ceci indique qu'en première approximation, sur notre bassin versant et en présence d'un grand nombre d'observations, les effets de l'hétérogénéité spatiale, dans un sens ou dans l'autre, se compensent lorsque l'on effectue la statistique des débits de pointe. Il n'est donc pas utile, dans notre cas, de décrire l'hétérogénéité spatiale des pluies pour estimer un débit de période de retour donnée à partir d'une pluie de même période de retour.

Simulation des pluies de projet type double-triangle

On compare ici les débits maxima produits par des pluies de projet de type double-triangle, de diverses périodes de retour, avec ceux que procurent en moyenne pour de mêmes

intensités maximales pendant tc, respectivement la série longue de pluies ponctuelles et la série longue de pluies distribuées selon 3 postes. Ces pluies de projet double-triangle ont une période intense égale au temps de concentration tc (60 mn) du bassin versant et sont appliquées uniformément sur ce dernier.

La lame d'eau utilisée pour la construction de la période intense de la pluie, est estimée d'après la hauteur d'eau ponctuelle de période de retour T et le coefficient d'abattement probabiliste, rapport entre quantiles de lames d'eau sur une surface et quantiles de hauteurs d'eau ponctuelles de mêmes périodes de retour. Le coefficient d'abattement appliqué à la pluie de projet est celui défini par Brunet-Moret et Roche, 1966, permettant d'estimer pour un pas de temps donné, une lame d'eau moyenne de période de retour T, à partir de la hauteur d'eau ponctuelle de *même* période de retour T. Il s'agit d'un rapport entre distributions statistiques et non d'une notion de décroissance autour d'un épicentre (Voir § II.3.2, § IV.3.2 et § IV.4).

Dans les deux cas, et pour des périodes de retour comprises entre 2 et 20 ans, les écarts observés entre simulations d'après la série longue et simulation d'après les pluies de projet n'excèdent pas ± 5%. On peut donc conclure que la définition de cette pluie de projet, en particulier la forme du hyétogramme de sa période intense, est valide pour l'estimation d'un débit de période de retour donnée à l'aval de notre bassin versant.

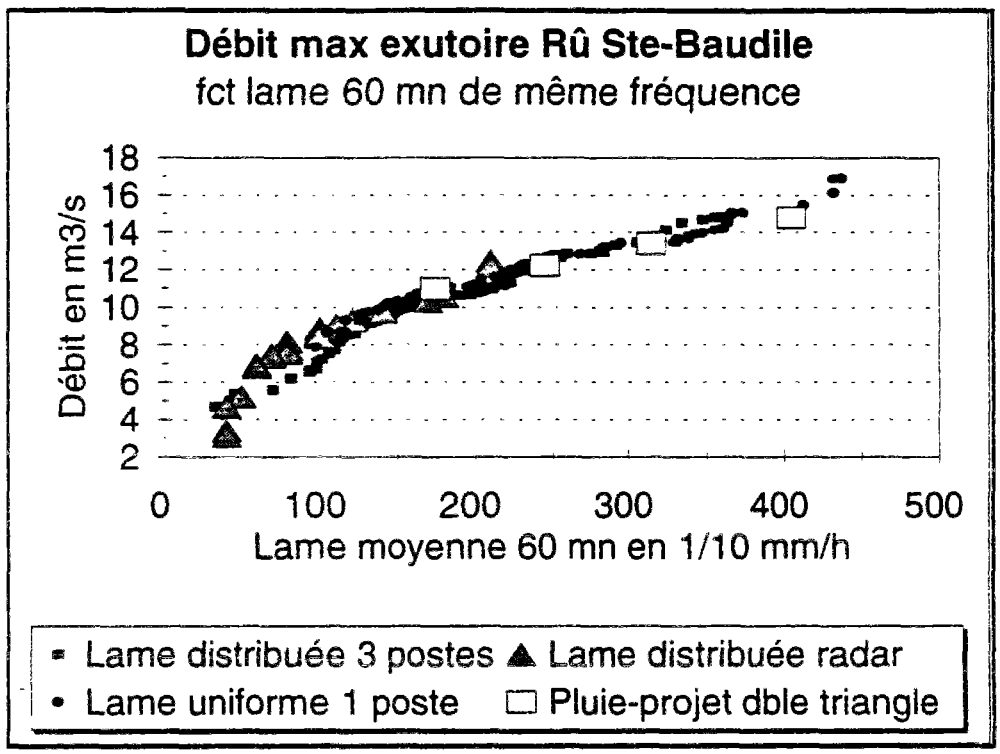


Figure 55 : Débits classés en fonction des lames d'eau moyennes classées (distribuées ou uniformes).

V.2.4. Synthèse des observations

A égalité de période de retour T de la lame d'eau moyenne sur le bassin versant, que celle-ci soit uniforme ou distribuée, le modèle donne *en moyenne* le même débit de pointe à l'exutoire, le débit de période de retour T. Dans notre cas, la représentation de l'hétérogénéité spatiale de la pluie, à l'aide d'un modèle d'abattement autour de l'épicentre par exemple, est donc inutile pour estimer un débit de période de retour donnée à partir d'une pluie de même période de retour (pendant tc, le temps de concentration et sur S, la surface du bassin versant).

Une pluie de projet de type double-triangle, abattue et appliquée uniformément sur le bassin versant, avec une période intense de durée égale au temps de concentration, donne également à moins de 5% près ce débit de période de retour T. Dans notre cas, la forme de cette pluie est donc valide pour estimer un débit de pointe de période de retour donnée à partir d'une pluie de même période de retour.

Une lame d'eau moyenne de période de retour T, si elle est hétérogène dans l'espace, et plus particulièrement si elle est distribuée selon un axe amont-aval, peut engendrer dans notre exemple des débits jusqu'à +/-30% autour de ce débit de période de retour T. Ainsi, une pluie décennale en 60 minutes entraîne des débits de pointe dont les périodes de retour s'étalent entre 2 ans et 50 ans.

Une étude qualitative des facteurs de variation montre que par rapport à cette estimation moyenne, des débits plus forts résultent de pluies hétérogènes dans le temps (forte pointe d'intensité) et hétérogènes dans l'espace, mais en faveur des zones aval. L'analyse d'une situation donnée ne peut en conséquence être effectuée sans prendre en compte la distribution spatio-temporelle de la pluie.

V.3 Conclusion

Après avoir effectué de nombreuses simulations pluie-débit sur un réseau existant, on arrive à la conclusion que la diversité des formes spatiales et temporelles de la pluie entraîne des variations significatives sur le débit de pointe à l'exutoire d'un bassin versant. Une pluie de projet bien définie est à même de servir de référence pour l'estimation de débits de période de retour donnée, cependant elle ne permet pas d'estimer la variété des réponses possibles de pluies présentant la même intensité ou lame d'eau maximale au cours d'une certaine durée.

L'étude des effets de la variabilité spatio-temporelle des précipitations exige un approfondissement de la connaissance des pluies mais aussi un important travail méthodologique destiné à l'intégration de ces connaissances lors des projets d'assainissement.

La modélisation de séries longues d'événements, puis plus tard celle de séries continues, réelles ou générées, constitue une approche expérimentale de cette question. Elle devra déboucher sur des moyens plus pratiques d'atteindre les objectifs que l'on s'assigne : mieux représenter les effets de la pluie sur les écoulements. On pense aux débits de pointe, mais aussi aux hydrogrammes, aux volumes, aux fréquences et volumes déversés, ... , et à tout autre paramètre que l'on considère lors de l'étude des projets.

Un premier pas dans ce sens consistera à maîtriser un outil pluie-débit susceptible de simuler de longues chroniques de pluies spatialisées.

- Conclusion générale -

Les besoins de connaissance et de modélisation des précipitations en hydrologie urbaine demeurent importants et concernent des objectifs tels que la maîtrise de l'impact des rejets urbains par temps de pluie, la lutte contre les inondations pluviales et éventuellement la limitation des dommages liés à ces inondations.

Des mesures de pluies à petits pas de temps et à l'aide de réseaux denses deviennent disponibles dans certaines Collectivités territoriales, rendant ainsi accessible le développement de travaux plus fins concernant la caractérisation des pluies. Cette thèse a permis de réaliser en collaboration avec le Département de Seine-Saint-Denis une première exploitation d'ensemble de sa base de données pluviométriques. Elle a conduit à des avancées concernant les lois de distribution des intensités moyennes maximales et la description de leur répartition spatio-temporelle à de petites échelles de temps et de surface.

Tout d'abord, ce mémoire donne un aperçu des techniques de mesures de pluies aux petits pas de temps mais fait aussi état des incertitudes qui leur sont associées (Chapitre I). Le site de mesures pluviométriques de la Seine-Saint-Denis (24 postes - environ 300 années - stations de mesures) y est décrit, de même que la critique des données et leur qualité.

Le chapitre II présente une synthèse des méthodes classiques d'analyse et de modélisation des pluies. Il en illustre la variété et montre que peu d'entre elles sont adaptées aux échelles de temps et d'espace nécessaires en hydrologie urbaine. Des éléments bibliographiques relatifs à la construction des courbes IDF, à leur caractère saisonnier, à leur régionalisation et à l'étude des lames d'eau sur une surface y sont rassemblés. On insiste sur la faiblesse des modèles quant à représenter la diversité des situations aussi bien en matière de distribution temporelle (forme d'averse et chronologie) qu'en matière de répartition spatiale et de dynamique.

Les chapitres III et IV décrivent une première analyse des mesures du réseau dense de pluviomètres de la Seine-Saint-Denis. Ils se composent tous deux de l'analyse statistique des intensités ou des lames d'eau maximales pour des durées données, puis d'une représentation simplifiée de la répartition temporelle et spatiale des observations. On propose des critères d'hétérogénéité pour décrire leur diversité.

Le chapitre V a permis d'illustrer à l'aide d'un cas concret l'effet de la variété des formes de pluie sur un paramètre important du ruissellement , le débit de pointe à l'exutoire.

Les principaux apports de ce travail peuvent être résumés ainsi :

Lois de distribution des intensités maximales et des lames d'eau

Au delà d'une période de retour de l'ordre de 1 à 2 ans, intensités maximales et lames d'eau sont distribuées quels que soient le pas de temps (5 minutes à 4 heures) et la surface (quelques centaines à quelques millier d'hectares) selon une loi exponentielle.

On constate que cette loi est la même pour les pas de temps de 10 minutes à 1 heure et pour toutes les surfaces si l'on rapporte les séries à leurs valeurs moyennes. Pour être plus direct, ces distributions sont homogènes à partir du second ordre, c'est-à dire que leurs moments de distributions deviennent égaux à une constante près à partir du second ordre. Ainsi, leurs coefficients de variation sont égaux. Pour des applications pratiques, cette hypothèse peut être maintenue aux pas de temps de 2 et 4 heures car elle n'entraine pas d'écarts importants sur les résultats.

Cette constatation entraîne une conséquence : dans le domaine de fréquence avec un comportement exponentiel, les relations entre observations maximales effectuées à diverses échelles de temps et d'espace ne dépendent que des relations entre leurs moyennes respectives. En particulier, la description des coefficients d'abattement probabilistes temporels (expressions de Talbot et de Montana) et surfaciques peut être limitée aux rapports entre moyennes.

L'estimation des quantiles d'intensités maximales est sujette à de fortes fluctuations d'échantillonnage en raison de la nature de leur loi de distribution. Pour des périodes de retour supérieures à quelques années, des variations dans un rapport de 1.5 entre des estimations en différents postes (17 ans de mesures) sont tout à fait justifiables sur cette base. Il en découle que l'on peut difficilement conclure à l'existence d'hétérogénéités spatiales des statistiques à l'échelle de la Seine-Saint-Denis. Si cependant un poste devait se détacher des autres, il s'agirait de celui de Bagnolet, situé à la limite de la Ville de Paris, avec +20% d'écart par rapport à l'estimation moyenne régionale (en 15, 30 et 60 minutes).

Les lois de distribution des intensités au dessus de seuils très bas (de période de retour 1-2 semaines) sont mal représentées par des distributions telles que la loi de Weibull, la loi de Pareto ou la loi lognormale. Une piste intéressante semble être le mélange de deux lois exponentielles, d'autant plus que l'une des deux lois du mélange se rapproche de celle des pluies d'hiver, tandis que l'autre représente les observations fortes d'été.

Les intensités et les lames d'eau maximales sont fortement saisonnalisées et sont conditionnées en outre pendant la saison estivale par plusieurs types de temps, influençant notamment la fréquence des orages et la répartition spatiale des événéments. Sauf exception, peu dangereuse (pluie faible de longue durée) aucune observation hivernale (octobre à avril) ne présente de période de retour supérieure à un an. Tous les mois de la saison estivale (mai à septembre), peuvent connaître des événements violents. Cependant, leur fréquence est plus forte en juin et juillet.

Les variations entre statistiques effectuées selon les jours de la semaine sont du même ordre de grandeur que celles constatées entre les différents postes. Il parait pour les mêmes raisons difficile d'en tirer des conclusions quant à l'existence d'un cycle hebdomadaire, lié selon certains auteurs à l'activité humaine (émission de chaleur et de poussières).

L'examen des fluctuations journalières révèle une nette tendance des pluies fortes à se produire dans l'après-midi, avec un maximum vers 15 heures TU (17 heures locale en été), soit quelques heures après le passage du soleil au zénith. Cette observation est susceptible d'aider à la planification des interventions sur le réseau, et à l'organisation des astreintes du personnel en période de risque (saison estivale).

Les distributions de lames d'eau maximales ont été décrites par l'intermédaire des coefficients d'abattement probabilistes. Dans la gamme des échelles étudiées (<10000 hectares, <= 4 heures), ils dépendent plus du pas de temps que de la surface et des expressions empiriques sont proposées afin de les décrire. Ces coefficients sont fortement liés au corrélogramme croisé des champs de lames d'eau maximales, mais aussi au taux d'intermittence de ces champs par rapport à un seuil (taux moyen de postes dépassant un seuil dans les champs de pluies). Ce travail n'a pas permis d'exprimer le rôle de l'un ou de l'autre de ces paramètres dans l'explication du coefficient d'abattement. Des recherches complémentaires seront donc nécessaires.

Analyse régionale

En effectuant l'hypothèse d'homogénéité spatiale des statistiques à l'échelle de la Seine-Saint-Denis, on peut procéder à des estimations régionales de lois de distribution. En ce qui concerne les intensités maximales et sous réserve d'ergodicité des phénomènes analysés, le réseau constitué par les 7 postes les plus anciens représente l'équivalent de 60 à 90 ans de mesures ponctuelles selon les pas de temps.

L'analyse des séries d'intensités maximales épicentrées montre que leurs relations avec les séries ponctuelles sont simples si les observations suivent des lois exponentielles et si la taille des structures de pluie est invariante avec la période de retour de l'observation épicentrée. Cette relation se complique pour les pas de temps supérieurs à 1 heure. Aux pas de temps de 5 à 60 minutes, la période de retour d'une pluie ponctuelle décennale sur le département est de 1.5 à 2.5 ans selon la densité du réseau.

Comparaisons de courbes IDF ponctuelles

La comparaison des courbes IDF de Paris-Montsouris, de Seine-Saint-Denis et de la Région Pluviométrique I montre certaines différences. Aux pas de temps inférieurs ou égaux à une heure, les estimations effectuées en Seine-Saint-Denis sont comprises entre celles de Paris-Montsouris et celles de la Région I, avec des écarts atteignant 20%. A partir de 4 heures, on ne dénote plus de différence entre les estimations des divers échantillons. Si l'on peut soupçonner un effet urbain aux petits pas de temps, ce travail ne permet pas de le démontrer statistiquement.

Description de la chronique de pluie

La décomposition de la série complète de mesures en séquences de pluies continues, puis la décomposition de celles-ci en averses a permis d'obtenir des statistiques relatives à leurs durées, à leurs formes et aux durées de temps sec. Les durées de pluies continues sont distribuées selon des lois lognormales différenciées selon l'été (médiane de 40 minutes si l'intensité maximale en 10 minutes est supérieure à 10 mm/h) et l'hiver (médiane de l'ordre de 1 heure-1 heure 15).

Au delà d'un pas de temps de 30 minutes, les intensités maximales de pluies continues sont significativement inférieures aux intensités maximales calculées selon les critères habituels (courbes IDF décrites dans cette thèse).

Les observations de temps sec sont fortement saisonnalisées et leurs lois de distribution pourraient être représentées par des mélanges de lois exponentielles.

La loi de distribution du nombre d'averses par pluie continue n'a pas été abordé dans ce travail. Le développement de ces recherches, d'ores et déjà engagées au CERGRENE devrait aboutir à moyen terme à l'élaboration d'un générateur stochastique de pluies adapté aux besoins de l'hydrologie urbaine.

Hétérogénéité des pluies

L'analyse des corrélogrammes conditionnels à un dépassement de seuil montre qu'en deça de une heure il n'existe plus de corrélation significative à des distances de l'ordre de quelques kilomètres. A l'aide d'hypothèses simples, on montre que la densité du réseau de Seine-Saint-Denis ne permet de travailler en spatial au dessous du pas de temps de 2 heures pour des événements orageux et de 1 heure pour des pluies fréquentes. Lors du diagnostic d'un sinistre faisant suite à un orage intense, des mesures effectuées à plus de 2 ou 3 kilomètres du bassin versant ne peuvent en aucun cas faire référence.

L'hétérogénéité temporelle des averses et l'héterogénéité spatiale des champs de pluie à l'échelle de quelques centaines à quelques milliers d'hectares peuvent être caractérisées par un critère simple fluctuant entre 0 et 1. Il est défini comme un taux de décroissance de l'intensité ou de la lame maximale en fonction respectivement de la durée d'observation autour du pic d'intensité et de la surface d'observation autour de l'épicentre. On se limite donc au voisinage (temporel ou spatial) d'une cellule de pluie, le nombre de cellules par hyétogramme ou au droit d'un bassin-versant devant faire l'objet d'une description à part que nous n'avons pas engagée dans le cadre de la présente thèse.

En ce qui concerne les averses, la description peut être complétée par la position relative du maximum dans l'averse. Elle varie aussi entre 0 et 1 selon une loi de distribution proche d'une loi normale tronquée en 0 et en 1. Elle pourrait être complétée par la position de l'épicentre sur le bassin versant, mais le problème semble a priori plus simple (loi uniforme).

Des travaux complémentaires seront nécessaires pour préciser les lois de distribution de ces critères et leurs dépendances. Celles-ci sont liées à la période de retour de l'intensité maximale, au pas de temps, à la saison et au type de temps.

Effet de la diversité des pluies sur le ruissellement

Le chapitre V a montré qu'à égalité de lame moyenne, la variabilité naturelle des distributions temporelle et spatiale des précipitations pouvaient entrainer des écarts jusqu'à ± 30% autour de l'estimation moyenne. De tels écarts correspondent dans le cas étudié à une fourchette de période de retour de 2 ans à 50 ans sur le débit de pointe, ce qui ne doit pas impressionner compte-tenu de la nature exponentielle des distributions de valeurs fortes.

Pour aller plus loin, cette démarche devrait être étendue à d'autres paramètres, tels que les volumes de crue, les volumes déversés, les fréquences de déversements, et à tout autre paramètre utile lors de l'étude des systèmes d'assainissement.

Pour conclure, le bilan de cette thèse comporte :

- une base de données critiquées et de nombreux outils d'analyse ;
- des premiers résultats méthodologiques et opérationnels ;
- des pespectives :

  - l'analyse plus poussée des précipitations en vue du développement d'un générateur stochastique de séries de pluies, et l'élaboration de pluies types ;
  - l'analyse de la répartition spatiale et de la dynamique des champs de pluies à l'aide d'un radar avec pour objectif, la spatialisation du générateur de pluie à l'échelle des bassins versants urbains, et celle de pluies types ;
  - la poursuite de l'analyse statistique conditionnelle de caractéristiques météorologiques ;
  - la simulation de séries longues ;
  - des réflexions sur l'organisation et l'exploitation des mesures pluviométriques ;
  - l'élaboration d'une méthodologie de critique des mesures d'un réseau dense ;
  - l'extension de ces travaux à d'autres sites ;
  - la constitution d'une base de données pluviométriques pour l'hydrologie urbaine.

Certaines de ces pistes sont d'ores et déjà engagées au CERGRENE pour donner suite à ce travail.

L'engagement de recherches à long terme ne pourra être accompli sans une coopération renforcée avec les Collectivités territoriales ou d'autres organismes publics impliqués dans la gestion de l'eau, parmi lesquelles, les Agences de l'eau et Météo-France pourraient jouer un rôle très significatif. Le matériel expérimental et les conditions pour la réalisation de progrès importants sont aujourd'hui réunies.

Bibliographie

Bibliographie

AENPC, 1978
Evacuation des eaux pluviales urbaines, Collection de la formation continue de l'ENPC, octobre 1978, 166 p.

ALEXANDER, G.N., 1954
Some aspects of time series in hydrology, J. Inst. Eng. Aust., 26, 196.

ANDRIEU, H., 1986
Interprétation de mesures du radar Rodin de Trappes pour la connaissance en temps réel des précipitations en Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne, Intérêt pour la gestion automatisée d'un réseau d'assainissement, Thèse de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 190 p. + annexes.

AUCHET, P., 1990
Calcul de la répartition spatiale de la pluie et de position des épicentres, Journées pluviométrie au sol, GEMCEA, 10-11 octobre 1990, Nancy, 6p. + annexes.

AUSTIN, P.M. et HOUZE,A.,1972
Analysis of the Structure of Precipitation Patterns in New England, Journal of Applied Meteorology, Vol.11, pp.926-935.

AZOULAY, A., 1980
Nouveau pluviographe à capteur de pression et faible temps d'intégration, La Météorologie, Série VI, N°20-21, 3 et 6/1980, pp.33-38.

BACHOC, A., 1984
Pour commencer à automatiser la gestion du réseau d'assainissement en Seine-Saint-Denis... Disons douze ans !, Departement de la Seine-Saint-Denis - DDE- AO03 (Conseil général - Direction de l'eau et de l'assainissement).

BARANCOURT,C., CREUTIN,J.D., RIVOIRARD, J., 1992
A method for delineating and estimating rainfall fields, Water Resources Research, Vol.28, N°4, pp.1133-1144.

BCFGB, 1994
Design flood determination by the gradex method, Barrages et réservoirs, 18ème Congrès CIGB/ICOLD, N°2, novembre 1994, Bulletin du comité français des grands barrages, 96 p.

BEDEL, J.A., COLIN, E., 1980
Essais d'ajustements régionaux sur les intensités de pluie, La Météorologie, Série VI, N°20-21, 3 et 6/1980, pp.151-160.

BENGTSSON, L. et NIEMCZYNOWICZ, J., 1986
Areal Reduction Factors from Rain Movement, Nordic Hydrology, Vol.17, pp.65-82.

BENICHOU, P., 1985
Classification automatique de configurations météorologiques sur l'Europe occidentale, Note de travail du Service central d'exploitation de la météorologie, N°18, octobre 1985, 80 p.+ annexes.

BEN-ZVI, A., 1991
Observed advantage for negative binomial over Poisson distribution in partial duration series,

Stochastic Hydrology and Hydraulics, 5(1991), pp.135-146.
BERGAOUI, M., DESBORDES,M.,1986
Etude de la distribution spatio-temporelle des précipitations à des échelles fines de temps et d'espace, Rapport LHM, Plan urbain, 122 p.+ annexes.

BERTILOTTI, R. , GUILLON, A., 1987
Effets de la fréquence d'acquisition des données pluviographiques sur les mesures de pluie, Rapport Prolog Ingénierie, DEA93, 70 p. + annexes.

BESSEMOULIN, P., 1980
Urbanisation et météorologie, La Météorologie VIe série, N°23, décembre 1980, pp.51-66.

BISWAS, A.K., 1970
History of Hydrology, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, London, 335p.

BLANCHET, F., 1993
Elaboration d'une mesure de référence de la lame d'eau en hydrologie urbaine, Thèse de doctorat de l'Université Paris XIII - Institut Galilée, 285 p.

BLANCHET, F.,1992
Banc-test du radar à double polarisation - analyse en continu des mesures de la campagne 1991 en Seine-Saint-Denis, Rapport Rhéa, Plan urbain, 21 p.

BOBEE, B. , PERREAULT, L., et ASHKAR, F., 1993
Two kinds of moment ratio diagrams and their applications in hydrology, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 7, pp. 41-65.

BONNIN, J., 1984
L'eau dans l'antiquité, l'hydraulique avant notre ère, collection de la direction des études et recherches d'Electricité de France, Editions Eyrolles, Paris, 450 p.

BRAS, R.F., 1980
Hydrology, An Introduction to Hydrologic Science, Addison-Wesley Publishing Company, 643 p.

BRAUD, I., OBLED, C., 1991
On the use of Empirical Orthogonal Function (EOF) analysis in the simulation of random fields, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 5, pp.125-134.

BRUNELLE, D., 1991
Etude de l'influence de l'hétérogénéité spatiale de la pluie sur le comportement hydrologique du bassin versant de Livry-Gargan, Ecole polytechnique de Montréal, 189 p.

BRUNET-MORET, Y., ROCHE, M., 1966
Etude théorique et méthodologique de l'abattement des pluies, Cahiers de l'ORSTOM N°41, mai 1966, pp.3-13.

BUISHAND, T.A., DEMARE, G.R., 1990
Estimation of the annual maximum distribution from samples of maxima in separate seasons, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 4(1990), 89-103.

BUISHAND, T.A., 1991
Extreme rainfall estimation by combining data from several sites, Journal des sciences hydrologiques, 36, 4, 8/1991, pp.345-365.

BUISHAND, T.A., 1990
Bias and variance of quantile estimates from a partial duration series, Journal of Hydrology, 120, pp.35-49

CALVET, C., 1980
Les fortes intensités de précipitation à Paris, La Météorologie, Série VI, n°20-21, pp.99-104.

CERNESSON, F., 1989
Evolution du pouvoir de captation des pluviographes en fonction de la vitesse du vent, mémoire de DEA, Université des sciences et techniques du Languedoc (Montpellier II), 50 p. + annexes.

CERNESSON, F., 1993
Modèle simple de prédétermination des crues de fréquences courante à rare sur de petits bassins versants méditerrannéens. Thèse de doctorat de l'Université des sciences et techniques du Languedoc (Montpellier II), 357 p.

CHOCAT, B., CATHELAIN, M., MARES, A., MOUCHEL, J.M., 1994
La pollution due aux rejets urbains par temps de pluie : impacts sur les milieux récepteurs, La Houille Blanche, 1/2-1994, pp.97-105.

CREUTIN, J.D., OBLED, C., et TOURASSE, P., 1980
Analyses spatiale et temporelle des épisodes pluvieux cévenols, La Météorologie, Série VI, N°20-21, 3 et 6/1980, pp.233-242.

CROLEY, T., 1978
Ralstom Creek hourly precipitation model. Water Resources Research, Vol.14, N°3, pp.485-490.

CTGREF-Bureau de l'Eau,1979
Analyse des pluies de 1 à 10 jours sur 300 postes métropolitains, Rapport.

CUNNANE, C, 1979
A note on the poisson assumption in partial duration series models, Water Resources Research, Vol.15, N°2, pp.489-494.

CUNNANE, C., 1988
Methods and merits of regional flood frequency analysis, Journal of Hydrology, 100 (1988), pp.269-290.

CUNNANE, C., 1989
Statistical distributions for flood frequency analysis, Rapport Dept of Eng. Hyd., Univ. Coll. Galway, OMM N°718, 73 p. + annexes.

DELHOMME, J.P., 1976
Applications de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau (Variabilité spatiale des grandeurs hydroclimatiques et hydrogéologiques & précision de leur connaissance), Thèse de Docteur-Ingénieur, Université Pierre et Marie Curie - Paris 6, 130+30 p.

DELRIEU, G., CREUTIN, J.D., 1992
Utilisation d'un radar météorologique de configuration légère en hydrologie urbaine, Rapport final pour le Plan urbain, Ministère de l'équipement, des transports et de la mer, Paris, 73 p.

DENOEUX, T., 1989
Fiabilité de la prévision de pluie par radar en hydrologie urbaine, Thèse de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 246 p.

DESBORDES, M., RAOUS, P., 1976
Un exemple de l'intérêt des études de sensibilité des modèles hydrologiques, La Houille Blanche, N°1-1976, pp.37-43.

DESBORDES, M., 1984
Modélisation en hydrologie urbaine - Recherches et applications, Rapport LHM, N°22/1984, 183 p.+ annexes.

DESBORDES, M., RAOUS, P., 1980
Fondements de l'élaboration d'une pluie de projet urbaine - Méthode d'analyse et application à la station de Montpellier-Bel-Air, La Météorologie, Série VI, N°20-21, 3 et 6/1980, pp.317-326.

DESBORDES, M., 1974
Réflexions sur les méthodes de calcul des réseaux urbains d'assainissement pluvial, Thèse de docteur-ingénieur, USTL, Montpellier, 224p.

DESBORDES, M., 1987
Contribution à l'analyse et à la modélisation des mécanismes hydrologiques en milieu urbain, Thèse d'état, USTL, Montpellier, 242p.

DESBORDES, M., MASSON, J.M., RAOUS, P., TREVISIOL, Y., 1981
Définition de la pluie de projet de la région I - Paris-Montsouris, Note LHM 12/81, mars 1981, 73 p.

DETTWILLER, J., 1970
Incidence possible de l'activité industrielle sur les précipitations à Paris, in "Urban Climate", WMO, Technical Note, N°108, pp. 361-362.

DISKIN, M.H., 1987
On the determination of the speed of moving rainfall patterns, Hydrological Sciences Journal, 32, 1, 3/1987

EGLY,J. et SIYYID,A.N.,1991
Combining satellite and raingauge data for areal estimate of rainfall, New Technologies in Urban Drainage, Proceedings of the International Conference UDT 91 (supplement), Dubrovnik Yougoslavie.

EINFALT, T.,1988
Recherche d'une méthode optimale de prévision de pluie par radar en hydrologie urbaine. Thèse de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 189 p. + annexes.

ENCYCLOPEDIE HYDROLOGIE URBAINE ET ASSAINISSEMENT PLUVIAL
TEC&DOC, à paraître en 1996.

ESTIENNE, P., GODARD, A., 1970
Climatologie, Armand Colin, 367 p.

FAURE, D., 1993
Application à l'hydrologie du radar météorologique. Comparaison d'estimations radar et pluviométriques pour des lames d'eau horaires sur de petits bassins versants cévenols. Thèse de l'Université Joseph Fourier - Grenoble I, 2 février 1993, 310 p.

GABRIELE, S., ARNELL, N., 1991
A hierarchical approach to regional flood frequency analysis, Water Resources Research, Vol.27, N°6, pp.1281-1289.

GALEA, G., 1980
Analyse quantitative du phénomène de pluie ponctuelle maximale sur une surface - coefficient d'épicentrage des averses de 1h à 24 h, CEMAGREF, Mémoire N°14, Groupement d'Antony, 118 p.

GALEA, G.,MICHEL, C., OBERLIN, G., 1982
Abattement sur une surface des averses de 1h à 24 h, CEMAGREF, Etude N°54 du groupement d'Antony, 127 p.

GOTTSCHALK, L., 1989
Regional exceedance Probabilities, Nordic Hydrology, 20, 1989, pp.201-214

GRAS, H., RIBEYRE, S., 1991
Construction des courbes Intensité-durée-fréquence (Période de retour 1 à 30 ans) représentatives de la pluviométrie sur le département du Val-de-Marne, Département du Val-de-Marne, Direction des services de l'eau et de l'assainissement. 11 p. + annexes.

GREENWOOD, J.A., LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C., et WALLIS, J.R., 1979
Probability weighted moments : definition and relation to parameters of several distributions expressable in inverse form, Water Resources Research, Vol.15, pp.1049-1054.

GRISOLLET, H., 1948
Etude des averses orageuses de la région parisienne envisagée au point de vue de leur évacuation par les ouvrages d'assainissement, La Météorologie, N°11, 1948, pp.175-195.

GUILLERMO, Q. et Col., 1985
A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation, Water Resource Bulletin, Vol.21, n°3, pp.365-380

GUILLON, A., 1982
Effet du déplacement des averses sur la réponse d'un bassin versant urbain, Mémoire d'ingénieur ISIM, Sciences et technologie de l'eau, ISIM-USTL, Montpellier, 35p.

GUISCAFRE, J., 1991
L'hydrologie urbaine, Les données pluviométriques anciennes, Météo-France, Ministère des transports, Ministère de l'environnement, janvier 1991, pp.43-59.

GUITON, M., 1991
Ruissellement et stationnement en milieu urbain, bilan des travaux 1991du LCPC, Evaluation des apports pluviaux en milieu urbain, Paris, 24p.

HAMMOUDA, A., 1995
Connaissance et modélisation des précipitations pour l'hydrologie urabine à travers l'exemple de l'agglomération nancéienne, Thèse de doctorat de l'Université des sciences et technologies de Lille, 242 p.

HARROLD, T.W., 1973
Mechanisms influencing the distribution of precipitation within baroclinic disturbances, Quart.J.R.Met.Soc., N°99, pp.232-251

HEMAIN, J.C., 1983
Influence de la distribution spatio-temporelle des précipitations sur la réponse des bassins versants urbanisés, Rapport LHM 27/82, octobre 1983, 43 p.

HEMAIN, J.C., 1986
Modélisation de l'écoulement dans les réseaux, Guide de construction et d'utilisation des pluies de projet, STU, Paris, 63 p.

HEMAIN, J.C., RAOUS, P., TREVISIOL, Y., 1983
Détermination des lois hauteur précipitée = f(surface touchée, période de retour) sur le département de la Seine-Saint-Denis, Rapport LHM 32/83, 33 p. + annexes.

HOBBS, P.V., 1978
Organization and Structure of Clouds and Precipitation on the Mesoscale and Microscale in Cyclonic Storms, Reviews of geophysics and space physics, Vol. 16, N°4, pp 741-755.

HOBBS, P.V., LOCATELLI, J.D., 1978
Rainbands, Precipitation Cores and Generating Cells in a Cyclonic Storm, Journal of Athmospheric Sciences, Vol. 35, pp 230-241.

HOSKING, J.R.M., 1985
Maximum-likelihood estimation of the parameters of the generalized extreme-value distribution, Algorithm AS 215, Applied Statistics, Vol. 34, N°3.

HOSKING, J.R.M., WALLIS,J.R., 1988
The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis, Water Resources Research, Vol.2, N°4, 588-600

HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R., 1993,
Some statistics useful in regional frequency analysis, Water Research Resources, Vol.29, N°2, pp.271-281

HUFF, F.A., 1967
Time Distribution of rainfall in heavy storms, Water Resources Research, Vol.3, N°4, pp 1007-1019.

IN-NA, N., NGUYEN, V.T.V., 1989
An unbiaised plotting position formula for the general extreme value distribution, Journal of Hydrology, n°106, pp.193-209.

INSTRUCTION TECHNIQUE, 1977
Instruction technique relative aux réseaux d'assainissement des agglomérations, Imprimerie nationale, juin 1977.

JACQUET, G., 1984
Incertitudes sur les pluies de projet pour concevoir un réseau d'asainissement sur des bassins versants de tailles supérieures à 10 km^2, SHF, Journées d'étude sur les précipitations atmosphériques, mai 1984, 294 p.

KEIFER, C.J., CHU, H.H., 1957
Synthetic storm pattern for drainage design, ASCE Journal of the Hydraulics Division, Vol.83, N°4, pp 1-25.

KHELIL, A., 1985
Elaboration d'un système de stockage et exploitation de données pluviométriques - Contribution à l'analyse et à la modélisation spatio-temporelle du phénomène pluvieux, Thèse de docteur-ingénieur de l'INSA, 295 p.

KITE, G.W., 1977
Frequency and risk analysis in hydrology, Water Resources Publications, 224 p.

KOVACKS, Y., 1988,
Modèles de simulation d'écoulement transitoire en réseau d'assainissement, Thèse de doctorat de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 328 p.

KRAJEWSKI, W.F., CREUTIN, J.D., 1992
Modélisation mathématique des champs de pluie - Quelques types d'approches et leurs applications, La Météorologie, Sér.VII, n°41, pp.4-15

L.C.P.C., 1991
Evaluation des apports pluviaux en milieu urbain, Bilan des travaux, mars 1991, 77 p.

LABORDE, J.P., 1986
Pour une approche géostatistique des coefficients d'abattement des précipitations, La Houille Blanche, N°3, p.221-228

LAHAYE, J.P., MEUNIER, M., TARTES, R., 1980
Méthodes d'étude des pluies de courtes durées, La Météorologie, Série VI, N°20-21, pp.73-90

LANDSBERG, H.E., 1981
The Urban Climate, International Geophysic Series, Vol.28, Academic Press, 275 p.

LAVABRE, J., L'HER, J., 1992
Mesurer la pluie, Rapport STU-CEMAGREF, 38 p.

LEBEL, T., BASTIN, G., OBLED, C., CREUTIN, J.D., 1987
On the Accuracy of Areal Rainfall Estimation : A Case Study, Water Resources Research, Vol.23, n°11, pp.2123-2134

LEBEL, T., 1984
Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant : estimation optimale, génération stochastique et gradex des valeurs extrêmes, Thèse INPG, Grenoble, 350 p.

LEBEL, T., LABORDE, J.P., 1988
A geostatistical approach for areal rainfall statistics assessment, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 2(1988), pp.245-261

LETTENMAIER, D.P., WALLIS, J.R., WOOD, E.F., 1987
Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation, Water Resources Research, Vol.23, N°2, pp.313-323.

LEVIANDIER, T., 1986
Deux concepts synthétiques traduisant la variation spatiale des pluies : abattement-épicentrage, Actes des journées hydrologie, septembre 1986, ORSTOM, Montpellier, 13 p.

LINSLEY, R.K.,1982
Hydrology for engineers, Mac Graw Hill, Int.Student Ed.

LIVET, M., GUILLIN, J.C., 1991
Le réseau pluviographique expérimental de Lempdes, Bilan des travaux 1991 du LCPC, Evaluation des apports pluviaux en milieu urbain, Paris, 8p.

LUBES, H., MASSON, J.M., 1991
Méthode des moments de probabilité pondérés - Application à la loi de Jenkinson, Hydrologie continentale, vol.6, N°1, pp. 67-84.

L'HOTE, Y., 1991
Historique de la mesure des pluies, Les données pluviométriques anciennes, Météo-France, Ministère des transports, Ministère de l'environnement, janvier 1991, pp. 9-12.

MARSHALL, R.J.,1980
The estimation and distribution of storm movement and storm structure, using a cross-correlation analysis technique and rain-gauge data, Journal of Hydrology, n°48, pp.19-39.

MASSON, J.M., 1980
Analyse d'une longue série pluviographique - Montpellier Bel-Air 1920- 1971, La Météorologie, Série VI, N°20-21, pp.105-117.

MASSON, J.M., 1992
Un problème parmi d'autres dans l'analyse des distributions des variables hydrologiques : les horsains, Seminfor5, ORSTOM, Sept.1992.

MESSAOUD, M., 1989
Hydrologie aux fines échelles de temps et d'espace à partir des données de pluviomètres et d'un radar météorologique, Thèse de l'Université Blaise Pascal, Clermond-Ferrand II, UFR de Recherche scientifique et technique, 213 p.

MISME, P., 1980
Dimension des cellules de pluies, La Météorologie, Série VI, N°20-21, pp.299-301.

NEUMANN, A., 1991
Introduction d'outils de l'intelligence artificielle dans la prévision de pluie par radar, Thèse de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 168 p. + annexes.

NIEMCZYNOWICZ, J., 1990
Precipitation Networks in urban areas, Technical paper, WMO, 64p.

NIEMCZYNOWICZ, J., 1988
The rainfall movement - a valuable complement to short-term rainfall data, Journal of Hydrology, 104, pp.311-326.

NIEMCZYNOWICZ, J., 1982
Areal Intensity-Duration-Frequency curves for short term rainfall events in Lund, Nordic Hydrology, 1982, pp.193-204.

NIEMCZYNOWICZ, J., 1987
Storm tracking using rain gage data, Journal of Hydrology, n°93, pp.135-152.

NORMAND, D., VEYRAT, P., RENE, R., 1971
Etude statistique des hyétogrammes types, Rapport SOGREAH, R. 10653, Service central hydrologique, PARIS.

NORTH, M., 1980
Time-dependant stochastic model of floods, Journal of the Hydraulics Division ASCE, HY5, May 1980, pp.649-665.

O.M.M., 1990
Precipitations Networks in Urban Areas, Technical Paper, 1990, 64p.

PATUREL, E., DESBORDES, M., MASSON, J.M., 1986
Evaluation de l'influence de la densité des réseaux pluviométriques sur la détermination des lames, Rapport du LHM pour le Plan urbain "L'eau dans la ville", Montpellier, 45p +Annexes.

PAUL, P., PICHARD, C., 1991
Les mesures modernes des précipitations en France depuis la fin du XVIIème siècle, Les données pluviométriques anciennes, Météo-France, Ministère des transports, Ministère de l'environnement, janvier 1991, 59 p.

PHILIPPE, J.P., 1982
Abattement spatial et dynamique des orages, Rapport LROP, STU, 52 p. + annexes.

POINTIN, Y., BLANCHET, F., FOURNET-FAYARD, J., 1993
Apport de la réflectivité différentielle dans le "Banc test du radar à diversité de polarisation", Note OPGC N°122, septembre 1993, 39 p. + figures.

RASMUSSEN, P.F., ROSBJERG, D., 1991
Prediction uncertainty in seasonnal partial duration series, Water Resources Research, Vol.27, N°11, pp.2875-2883.

REMENIERAS, G., 1986
L'hydrologie de l'ingénieur, Eyrolles, 456 p.

REVFEIM, K.J.A., 1991
Annual maxima and totals of seasonaly varying processes, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 5 (1991), pp.147-153.

ROCHE, M., 1963
Hydrologie de surface, ORSTOM, Gauthier-Villars éditeur, Paris, 430 p.

RODRIGUEZ-ITURBE, I., MEJIA, J., 1974
On the transformation of point rainfall to areal rainfall, Water Resources Research, Vol.10, N°4, pp.729-735.

ROSBJERG, D., CORREA, J., RASMUSSEN, P.F., 1992a
Justification des formules de probabilité empirique basées sur la médiane de la statistique d'ordre, Revue des sciences de l'eau, 5 (1992), pp.529-540.

ROSBJERG, D., MADSEN, H., RASMUSSEN, P.F., 1992b
Prediction in partial duration series with generalized Pareto distributed exceedances, Water Resources Research, Vol.28, N°11, pp.3001-3010.

ROSBJERG, 1987
On the annual maximum distribution in dependent partial duration series, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 1, 1987, pp.3-16.

ROUSSEL, I., PILLOY, J.C., 1990
Les travaux de l'O.M.M. sur les normes d'installation en milieu urbain, Journées pluviométrie au sol, GEMCEA, 10-11 octobre 1990, Nancy, 3p.

ROUX, C., 1988
Bilan automatisé d'un événement pluvieux (BADEP), Rapport de stage (PFE) de l'ISIM.

ROUX, C., 1992
Mise à jour de la banque de données pluviométriques CUMULUS, Critique de mesures, Inventaire des pluies, Etude CERGRENE pour la DEA de Seine-Saint-Denis, 30 p. + annexes.

ROUX, C., LEBEL, T., DEPRAETERE, C., ANDRIEU, H., 1989
Simulation à l'aide d'un modèle numérique de terrain des zones d'échos de sol détectés par un radar météorologique, Hydrologie continentale, Vol. 4, N°2, pp.139-149.

S.H.F., 1990
Economie de l'hydrologie urbaine, "La ville sous l'eau, l'eau sous la ville, l'eau et les sous", Compte-rendu des journées SHF du 14&15 mars 1990, 214 p.

S.T.U., 1989
Mémento sur l'évacuation des eaux pluviales, La documentation française, 349 p.

SCHAEFER, M.G., 1990
Regional analysis of precipitation annual maxima in Washington State, Water Resources Research, Vol. 26, N°1, pp.119-131.

SHEARMAN, R.J., 1977
The speed and direction of movement of storm rainfall patterns with reference to urban storm sewer design, Hydrological Sciences Bulletin, XXII, 3, 9/1977, pp.421-431.

STEDINGER, J.R., 1983
Estimating a regional flood frequency distribution, Water Resources Research, Vol.19, pp.503-510.

TABIOS III, G.Q., SALAS, J.D., 1985
A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation, Water Resources Bulletin, Vol.21, N°3, pp.365-380.

TAESOMBUT, V., YEVYEVICH, V., 1978
Use of partial flood series for estimating distribution of maximum annual flood peak, Hydrology Papers N° 97, Colorado State University, Fort Collins Colorado, 71 p.

TAWN, J.A., 1988
An extreme-value theory model for dependent observations, Journal of Hydrology, N°101, pp.227-250.

TODOROVIC, F., ROUSSELLE, J., 1971
Some problems of flood analysis, Water Resources Research, Vol.7, N°5, pp.1144-1150.

TOURASSE, P., 1981
Analyses spatiales et temporelles des précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision de crues. Application aux régions cévenoles. Thèse IMG, Université scientifique et médicale, Institut national polytechnique de Grenoble, 190 p.

van MONTFORT, M.A.J., 1990
Sliding maxima, Journal of Hydrology, N°118, pp.77-85.

van MONFORT, M.A.J., WITTER, J.V., 1986
The generalised pareto distribution applied to rainfall depths, Journal des sciences hydrologiques, 31, 2, 6/1986, pp.151-162.

VITON, P., 1990
Mesures de la pluie, La Météorologie, VIIème série, N°33, pp.22-32.

VOGEL, R., FENNESSEY, N., 1993
L moment diagrams should replace product moment diagrams, Water Resources Research, Vol.29, N°6, pp.1745-1752.

VUKMIROVIC, V., DESPOTOVIC, J., 1991
Compound peak over threshold method for the rainstorm analysis, New Technologies in Urban Drainage, Proceedings of the International Conference UDT 91, Dubrovnik Yougoslavie, Elsevier Applied Science, C.MAKSIMOVIC, pp 21-28.

WAYMIRE, Ed., GUPTA, V.K., RODRIGUEZ-ITURBE, I., 1984
A spectral theory of rainfall intensity at the meso-β scale, Water Resources Research, Vol.20, N°10, pp.1453-1465.

WILTSHIRE, S.E., 1986
Regional flood frequency analysis I : Homogeneity statistics, Journal des sciences hydrologiques, 31, 3, 9/1986.

Annexe 1 - Les mesures pluviométriques de Seine-Saint-Denis

Annexe 1 - Les mesures pluviométriques de Seine-Saint-Denis

Les mesures pluviométriques sont gérées à l'aide d'une banque de données, CUMULUS, permettant quelques éléments de critique et l'accès à certaines informations. Les données font l'objet d'une critique à plusieurs niveaux. On examine ci-après la filière de traitement des mesures, leur critique puis leur qualité.

A1.1 L'acquisition des mesures

Les mesures effectuées sur le réseau de pluviomètres parviennent de deux manières au service d'assainissement :

- en temps réel par voie télématique ;
- en temps différé par l'intermédiaire de l'équipe responsable des mesures.

Bien que produite par les mêmes appareils, ces données diffèrent entre elles par leur pas de temps et par leur fiabilité. Les mesures transférées en temps réel sont des cumuls au pas de temps de 5 minutes, tandis que celles relevées sur le terrain sont conservées au pas de temps de 1 minute. De plus les données en temps réel ne sont pas critiquées, et peuvent parfois comporter des mesures en défaut. Le système d'acquisition n'est pas équipé de logiciel de critique en temps réel des mesures, outil dont l'éventuel développement reste du domaine de la recherche.

A1.1.1 Les données acquises en temps réel

Jusqu'à présent, pour des raisons de capacité de stockage, les mesures acquises en temps réel étaient conservées environ un mois sur le système de gestion centralisée, puis archivées sur bande magnétique. Cet archivage réalisé à peu près systématiquement a néanmoins souffert de lacunes, ce qui en rend l'exploitation statistique difficile. Ce système est aujourd'hui remplacé par un nouveau, qui permettra de réaliser ces deux fonctions : la gestion immédiate et l'archivage des mesures sous base de données.

A1.1.2 Les données acquises en temps différé

Cette filière d'acquisition est la plus ancienne mais aussi la plus complète car elle autorise la critique des mesures en temps différé. Elle est destinée aux études et s'attache à conserver la résolution des enregistrements bruts (pas de temps de 1 minute).

Les mesures obtenues de cette manière aboutissent de manière systématique et sans interruption depuis 1976, dans la base de données CUMULUS, dont l'objet est de permettre un accès facile aux mesures ainsi que quelques exploitations simples. Les différentes étapes entre l'instrument de mesure et cette base de données sont l'acquisition des données brutes, leur critique puis leur importation. Elles sont détaillées ci-après avant la description de la base de données.

A1.2 La filière d'acquisition en temps différé

A1.2.1 L'acquisition à partir des enregistrements graphiques

A l'époque des enregistreurs graphiques, l'acquisition consistait premièrement à classer les rouleaux de papier graphique, puis à les faire digitaliser. Cette opération comportait pour chaque séquence (dont la durée était d'environ 2 semaines) :

+ La préparation du graphique, avec notamment les vérifications et les opérations suivantes :

  - observation de la cohérence des enregistrements de dates et d'heures : la date et l'heure de début doivent être cohérentes avec celles de la fin de la séquence précédente (pas de recouvrement). Toute anomalie doit être interprétée, parfois en réanalysant la séquence précédente ;

  - la date et l'heure de fin réelles et observées sont comparées afin de déceler un éventuel défaut de l'horloge. S'il existe un décalage, on doit apprécier son origine : dérive lente due à un retard ou une avance de l'horloge ou arrêt brutal. Le traitement appliqué par la suite diffère dans ces deux cas. Si l'on estime qu'il s'agit d'une dérive lente, alors, on applique une correction linéaire de dérive entre le début et la fin de l'enregistrement. S'il s'agit d'un arrêt d'horloge on n'applique pas de correction, car on ne possède pas de référence, mais on signale qu'une dérive est possible au cours de l'enregistrement disponible entre le début et le moment de l'arrêt ;

  - détection d'un bouchage de l'appareil : on observe dans ce cas soit une vidange lente après une pluie (bouchage partiel : l'eau s'écoule dans le cône mais est entravée), soit une vidange brutale à la suite d'un épisode sans enregistrement.

  Dans tous les cas d'anomalie, la comparaison des enregistrements avec ceux des postes les plus proches s'avère indispensable.

+ L'interprétation des anomalies en vue de la digitalisation : nature des corrections à effectuer (décalage horaire par exemple), nombre de basculements observés, définition de codes de qualités : certains passages peuvent être affectés d'un code traduisant une considération sur sa qualité. En effet, bien que défectueux sous un certain aspect (heure, hauteur d'eau), un enregistrement peut être utile par un autre aspect. Par exemple, en cas d'incertitude sur la dérive de l'horloge, un enregistrement de pluie pourra être mal positionné dans le temps, mais fournira néanmoins une bonne estimation de la hauteur d'eau précipitée.

+ La digitalisation proprement dite :

  Cette opération résulte en un fichier informatique directement importable dans la base de données.

Plus d'informations sont données dans Roux, 1992.

A1.2.2 L'acquisition à partir des enregistrements numériques

Aujourd'hui l'acquisition des mesures est effectuée sur site, par les ouvriers de l'équipe des mesures, à l'aide d'un micro-ordinateur portable ; un logiciel pilote le transfert des données entre la mémoire du système d'enregistrement du pluviomètre et celle de l'ordinateur.

Une disquette contenant les informations est ensuite remise au technicien chargé de l'exploitation des mesures de pluie. Les relevés graphiques, lorsqu'ils existent (cas des pluviographes PL2000) sont toujours traités comme auparavant. Ils sont employés en cas de défaillance de l'acquisiteur numérique : panne de courant, erreur de manipulation, détérioration de l'appareil, etc.

A1.3 La critique des mesures

Les mesures sont impérativement critiquées de manière à détecter toute anomalie susceptible de nuire aux exploitations futures. Elle comporte trois étapes : une critique a priori effectuée sur les enregistrements bruts, une critique réalisée au moment de l'importation des mesures dans la base de données et enfin, une critique a posteriori par comparaison entre les mesures sur plusieurs pluviomètres voisins.

A1.3.1 La critique a priori

Certaines appréciations peuvent être portées a priori, avant importation dans la base de données, d'après l'examen des relevés de terrain et des graphiques lorsqu'ils existent.

La critique visuelle des enregistrements :

Pour les enregistrements graphiques, elle est réalisée au cours du travail préparatoire avant la digitalisation (voir plus haut). Cette critique n'est plus effectuée depuis que les systèmes d'acquisition numérique ont été mis en service. Elle devrait cependant réapparaître, tant l'absence d'une appréciation visuelle par le technicien ou l'ouvrier constitue une grave lacune de ces nouvelles technologies. Cette interprétation graphique sera effectuée sur l'écran de l'ordinateur portable employé sur le terrain pour la collecte des données.

La comparaison par rapport au seau :

Tous les pluviomètres enregistreurs ont été équipés d'un seau de contrôle en 1991. La comparaison des cumuls relevés dans le seau avec ceux qui ont été enregistrés permet de détecter une éventuelle dérive de l'appareil. En cas d'écart supérieur à 10%, ce dernier est remplacé puis révisé en laboratoire.

A1.3.2 L'importation

Transfert des données :

La digitalisation des enregistrements graphiques et le relevé sur le terrain des acquisiteurs numériques sont matérialisés par un fichier informatique, dont le format est reconnu par la base de données. L'importation consiste à transférer le contenu de ces fichiers dans ceux de la base afin que celle-ci puisse s'en servir.

Cohérence des dates :

Lors de cette opération, la base de données vérifie la cohérence des dates et heures de

début et de fin de la séquence avec celles des séquences précédentes et éventuellement suivantes. Le programme veille à ce qu'il n'y ait pas de recouvrement. Toute anomalie se solde par un échec de la procédure d'importation.

Déclaration des séquences en panne :

Après importation, l'opérateur doit déclarer dans la base, l'existence et l'origine d'éventuelles lacunes d'enregistrement, pannes, pertes de données etc., de manière à ce que les traitements ultérieurs en tiennent compte. Toute période sans enregistrement (même vide, s'il n'a pas plu) est suspecte. La base de données les accepte, mais le service gestionnaire s'est donné comme consigne de les proscrire : tout vide est documenté par un descriptif dans le fichier des pannes de manière à ne pas risquer de confusion entre une période sans pluie (temps sec) et une période de panne.

A1.3.3 La critique a posteriori

Une fois les données importées, les logiciels de traitement permettent d'extraire des tableaux présentant en colonnes, au pas de temps horaire ou journalier, les mesures acquises de manière concomitante aux divers postes de mesure. On peut alors effectuer une critique globale des enregistrements par comparaison des mesures entre les postes voisins. Si certaines anomalies peuvent apparaître très clairement, d'autres restent soumises à interprétation et une telle critique doit être conduite de manière prudente, argumentée et réversible (on n'efface aucune donnée brute, on se contente de déclarer des passages douteux dans le fichiers des pannes : cette déclaration est réversible car il suffit de la retirer pour en annuler les effets).

A titre de travail préalable à cette thèse, l'ensemble de la banque de données a été critiquée de cette manière, au pas de temps journalier. Ce pas de temps a été retenu par rapport au pas de temps horaire en raison du caractère extrêmement fastidieux et incertain de l'examen à ce dernier pas de temps. On pourrait cependant l'envisager avec le développement d'un logiciel d'aide à la détection d'anomalies, fondé entre autre sur des éléments de statistiques de répartition spatiale et temporelle des pluies, toutes données inexistantes a priori, sans avoir étudié le contenu de la base. Au pas de temps journalier par contre, la meilleure continuité des phénomènes dans l'espace autorise une interprétation plus facile, bien qu'à l'occasion d'épisodes orageux, l'été, l'existence d'une variabilité spatiale importante des hauteurs journalières doit pousser l'opérateur à une certaine prudence.

A1.3.4 La base de données CUMULUS

La base de données CUMULUS est un programme réalisé en fortran 77, implanté initialement sur mini-ordinateur puis porté en 1987 sur micro-ordinateur afin de le rendre directement et facilement accessible au personnel du service d'assainissement.

Outre les fonctions d'importation et d'exportation de données, ce programme permet les exploitations suivantes :

- édition d'un tableau des pluies journalières ;
- édition d'un tableau des pluies horaires ;
- listes des événements observés en fonction d'un critère de séparation et de sélection des pluies (deux pluies sont séparées par une durée minimale Dmin au cours de laquelle les précipitations n'excèdent pas un seuil donné HmaxDmin - les

pluies sélectionnées présentent une hauteur minimale Hmin) ; pour chaque pluie identifiée, le programme donne les dates et heures de début et de fin, la hauteur totale de la pluie et la durée observée depuis la dernière pluie ;
- hyétogramme relatif à un événement.

Comme on peut le remarquer, les fonctionnalités de cette base demeurent assez limitées, même si pour l'époque où elle a été développée, elle constituait un progrès considérable dans l'accessibilité aux données.

Elle est complétée depuis 1988 d'un programme, BADEP, (Bilan Automatisé Des Evénements Pluvieux) (Roux, 1988) gérant les données à l'échelle de l'événement pluvieux et proposant les fonctionnalités suivantes :

- tableau des hauteurs totales précipitées poste par poste et représentation cartographique ;
- tableaux des intensités maximales observées poste par poste et pour différents pas de temps, ainsi qu'une estimation de leurs périodes de retour ;
- cartographie animée des champs d'intensités de pluie sur toute la durée de l'événement ;
- estimation des lames d'eau précipitées sur différents bassins versants du département ;
- tracé interactif des hyétogrammes (on choisit les échelles de temps et d'intensité de manière à adapter au mieux la représentation en fonction des besoins).

Ce programme est alimenté en premier lieu, pour des raisons de disponibilité immédiate, par le système de gestion en temps réel, puis s'il y lieu, en cas de défaillance et dans un délai de 24 heures, par les mesures en provenance du terrain. Il permet de fournir très rapidement des éléments d'analyse d'un événement pluvieux ayant provoqué des désordres et donc des demandes d'information de la part des usagers, des élus, des assurances ...

A1.4 La qualité des mesures

L'examen exhaustif des enregistrements pluviométriques du département de la Seine-Saint-Denis, accompagné de la mise à jour du fichier des pannes, a permis d'effectuer une statistique de la nature des pannes rencontrées et de leurs durées (Roux, 1992). Il a permis également de réaliser une étude de l'homogénéité dans le temps des conditions de mesure.

A1.4.1 Les pannes

Outre le vandalisme ou l'interruption pour travaux, on distingue les pannes suivantes :

- absence d'enregistrements : les mesures peuvent manquer pour diverses raisons : perte des enregistrements après leur relevé , pluviomètre mal réinstallé après la visite de terrain (transducteur déconnecté, cône secondaire non replacé), mécanisme en panne, absence inexpliquée) ;
- horloge arrêtée (mécanisme à ressort) ou en panne ;
- obstruction du cône principal, de la crépine ou du cône secondaire ;
- mécanisme défectueux : augets ou transmission gênés ou bloqués ;
- pannes propres aux acquisiteurs graphiques : papier ou encre épuisés, pression insuffisante ou mauvaise fixation du stylet ;
- pannes propres aux acquisiteurs numériques : coupure de courant, erreur de manipulation lors du transfert des données, panne de l'acquisiteur, etc.

Le tableau suivant récapitule les pourcentages de jours de panne constatés globalement et par type de système d'acquisition.

Tableau XLIX : Répartition des pannes (en %) par catégorie et par type d'acquisiteur.

Type de défaut	Type d'acquisiteur			
	Graphique	Numérique CR2M	Numérique CENTRALP	tous types
Enregistrement manquant	12	5	3	8
Horloge	30	4	4	19
Obstruction	19	12	7	14
Mécanisme	12	0	3	8
Enr. graphique	6	-	-	4
Enr. numérique	-	78	51	25
Vandalisme	8	1	4	6
Arrêt travaux	13	-	28	16

Le taux global de panne tous appareils et toutes années confondues s'élève à 10.4 %. Ce chiffre recouvre cependant certaines disparités dont la liste figure ci-après.

Taux moyens par poste :

La répartition des taux de panne par appareil fait ressortir une importante variabilité d'un site à l'autre : 2.9 % à 36 %. Seize postes présentent un taux moyen de panne inférieur à 10%, trois postes, un taux entre 10 et 15 %, et quatre postes, un taux supérieur à 15 %.

Taux moyens annuels :

Le taux de panne a beaucoup varié au cours du temps. Il présente d'une manière générale une tendance à décroître, traduisant la meilleure expérience du personnel et l'amélioration dans la fiabilité des équipements (horloges à quartz, mise à l'heure centralisée, simplicité du mécanisme pour les pluviomètres transducteurs, acquisition numérique). La pente descendante connaît parfois de brusques remontées, dues à l'apparition d'un nouveau système, pour lequel un temps d'adaptation et de formation du personnel sont nécessaires. Ce taux s'établit ces dernières années à un peu moins de 2%.

Taux moyens par année-station :

Un année-station est une année de mesure pleine en un poste, indépendamment de cette année et de ce poste.

51 % des années-stations présentent un taux de panne inférieur à 5%, 20% un taux compris

entre 5 et 10 %, 11% un taux compris entre 10 et 15 %, 4% un taux compris entre 15 et 20 % et enfin 15% un taux supérieur à 20%.

Taux moyens par type de système d'acquisition :

- acquisiteur graphique seul : 12.4 % ;
- acquisiteur numérique CR2M seul : 22.0 % (peu significatif car peu d'année-station) ;
- acquisiteur CENTRALP seul : 12.5 % (7.6% si l'on retire le poste 20 - Aulnay-s/s-Bois, ayant servi pour les premiers essais) ;
- acquisiteur numérique CENTRALP doublé d'un acquisiteur graphique : 1.6 % ; ce taux résiduel provient des obstructions du pluviomètre, problème contre lequel la redondance du système d'acquisition est inutile.

On constate qu'un système d'acquisition numérique doublé d'un système graphique employé en secours procure une très grande fiabilité, ce qui plaide sans ambiguïté pour le maintien voire l'installation en double d'enregistreurs graphiques.

A1.4.2 L'homogénéité des conditions de mesures d'un poste à l'autre

Les postes pluviométriques sont implantés dans des conditions diverses, et le plus souvent différentes des conditions normalisées suggérées par l'Organisation mondiale de la météorologie (voir § I.2.1.3). Les raisons en sont le risque élevé de vandalisme ainsi que la difficulté de trouver des sites dégagés au niveau du sol et facilement accessibles par les services du département.

Certains appareils sont fixés au sol, tandis que d'autres le sont sur des toitures ou même sur des mâts en béton. Il en ressort a priori que certains postes pourraient systématiquement sur-capter ou sous-capter les précipitations du simple fait des conditions de circulation de l'air au voisinage du site ou à proximité immédiate du capteur. Ces effets varient suivant la force et la direction du vent ainsi que la morphologie du site et la position de l'appareil. Il est impossible de les évaluer en l'absence de mesures de vent sur le site, ce qui est très souvent le cas.

A1.4.3 L'homogénéité des conditions de mesures dans le temps

Outre la diversité des conditions d'installation, l'environnement et le fonctionnement des pluviomètres peuvent évoluer dans le temps pour des raisons telles que :

- la construction d'immeubles ou de murs, la croissance d'arbres ou de haies à proximité ;
- le déplacement de l'appareil dans le voisinage ;
- l'usure ou le changement d'appareil .

Il peut en découler une modification du contexte général de mesure, dont les effets peuvent être évalués sur de longues périodes grâce par exemple à la méthode des écarts cumulés (méthode analogue à la méthode des doubles-cumuls), par rapport à un vecteur régional.

La méthode des écarts cumulés :

Afin d'évaluer l'homogénéité dans le temps d'une série de mesures de pluie, on la compare avec une série de référence réputée homogène.

Cette comparaison porte sur l'évolution des écarts cumulés depuis un instant donné, entre la série que l'on teste et la série de référence.

A chaque pas de temps, l'écart cumulé est calculé comme suit :

$$EC(t) = EC(t-\Delta t) + S(t) - S_0(t) \qquad \textbf{(120)}$$

avec :

EC(t), l'écart cumulé à l'instant t ;
Δt, le pas de temps retenu pour le calcul ;
S(t), le cumul des précipitations sur la série testée au cours de l'intervalle de temps] t - Δt , t], $S_0(t)$, ce même cumul sur la série de référence.

Si la série testée est homogène dans le temps, l'évolution des écarts cumulés est matérialisée par une droite sur un graphique la représentant en fonction du temps. L'existence de cassures sur cette ligne traduit une modification des conditions de mesure.

Le choix d'une série de référence est souvent délicat car on ne sait pas a priori quelles stations ont présenté les meilleures stabilités des conditions de mesure au cours du temps. On peut procéder par approches successives en effectuant des comparaisons deux à deux pour tous les couples de postes, et repérer ceux pour lesquelles la courbe des écarts cumulés est une droite. Les postes formant ces couples sont probablement homogènes. De même on peut identifier les postes dont la présence au sein d'un couple se manifeste toujours par une ligne brisée. Ces postes présentent des séries hétérogènes de mesures

Il arrive qu'une telle démarche n'aboutisse pas car aucune série n'est homogène pendant toute sa durée d'existence. Pour résoudre ce problème, on considère que les causes d'hétérogénéité sont aléatoires, d'un poste à l'autre, et que la constitution d'un vecteur régional moyen représentatif de l'évolution des précipitations au sein de la région, tendra à en gommer les effets. La présence d'un problème sur l'un des postes sera fortement atténuée par le calcul de la moyenne régionale, à condition qu'il y ait une relative indépendance entre les sources locales d'hétérogénéité.

Le vecteur régional est construit comme suit :

$$VR(t) = \frac{1}{M(t)} \sum_{k=1}^{M(t)} S_k(t) \qquad \textbf{(121)}$$

avec :

VR(t), l'élément d'indice t (l'instant d'observation) du vecteur régional ;
M(t), le nombre de stations de mesure à l'instant t ;
k, le rang de la station de mesure ;
Sk(t), la valeur du cumul de précipitation entre t-Δt et t à la station k.

Ce vecteur constitue une référence unique par rapport à laquelle sont comparées toutes les séries locales. Pour une plus grande robustesse dans le définition de ce vecteur, on peut, à l'issue d'un premier examen, extraire de sa construction, les séries qui sont manifestement les plus hétérogènes.

Résultats :

Cette méthode a été employée avec les mesures de Seine-Saint-Denis au pas de temps journalier ; ces mesures sont issues du service d'assainissement et complétées par celles du réseau climatologique d'état (RCE - Météo-France) sur ce département.

Neuf postes présentent au cours de leur existence des modifications de pouvoir de captation inférieures à 5%. Trois postes montrent des modifications entre 5 et 10%, sept postes des modifications entre 10 et 15 % et enfin quatre postes des modifications pouvant être temporairement supérieures à 20%. Il s'agit des postes Ecouen (07), Louvres (08), Villepinte (05) et Dugny (10). A titre de comparaison, les postes du réseau climatologique d'état présent sur le département ont des comportements tout à fait analogues.

La plupart de ces ruptures de pente sont expliquées par un changement d'emplacement (même de quelques mètres), de hauteur (passage du sol vers un toit ou un pilier), de type d'appareil (passage d'un PL2000 à un PL1000) ou d'appareil (renouvellement du matériel). Signalons que ces deux dernières causes ont des effets tout à fait comparables aux deux premières.

Les variations observées sont des estimations moyennes représentatives de périodes de longues durées, au moins supérieures à un mois. Elle ne peuvent en aucune circonstance être utilisées à des fins de correction aux pas de temps concernant l'hydrologie urbaine (quelques minutes à quelques heures).

De telles variations de pouvoirs de captation sont fondamentales si l'on s'intéresse à des études climatologiques, et notamment l'analyse des cycles et des tendances à long terme. Elles ne sont pas susceptibles d'affecter, sauf cas extrême l'étude des pluies par épisode, car elles restent dans la majorité des cas comprises entre ± 15 %.

Les deux graphiques page suivante donnent une illustration des résultats.

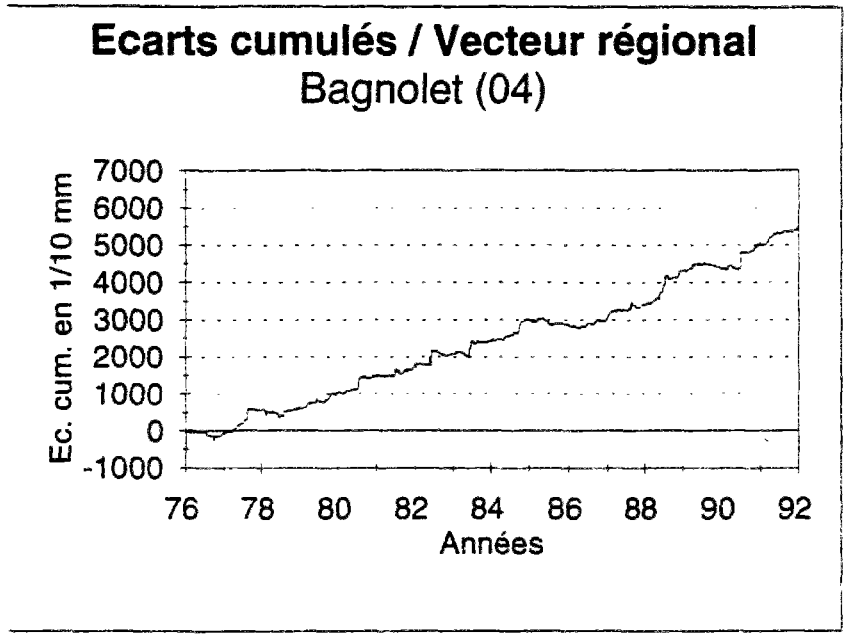


Figure 56 : Poste homogène dans le temps

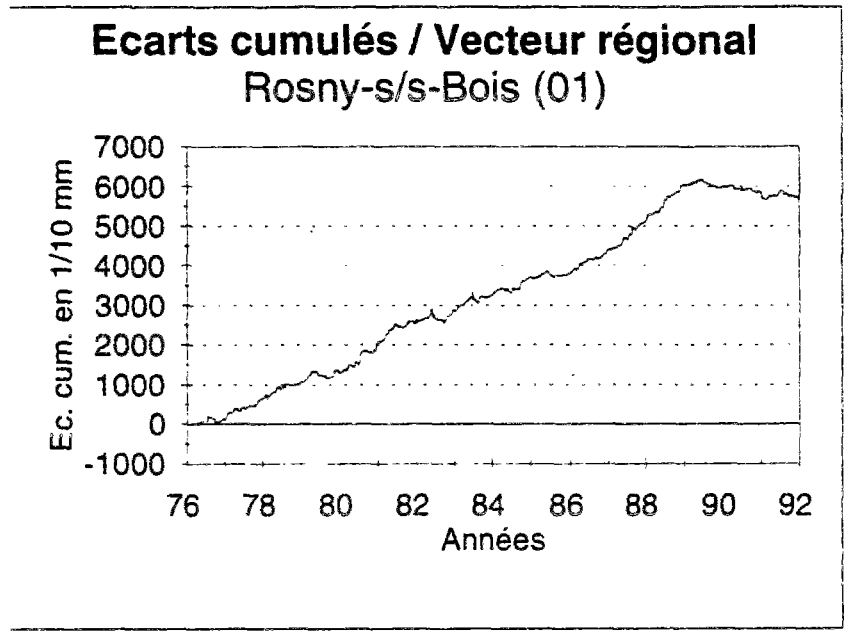


Figure 57 : Le changement de poste et le passage du toit vers le sol se traduit par une rupture de pente en 1989.

Annexe 2 - L'organisation et le traitement des données

Annexe 2 - L'organisation et le traitement des données

L'essentiel des applications proposées dans cette thèse s'appuie sur les mesures du réseau pluviométrique de Seine-Saint-Denis. En préalable à tout ce travail, ces données ont dû faire l'objet d'une prise en main, d'une mise en forme, d'une structuration et d'une critique approfondie. Des outils informatiques ont été spécialement développés pour effectuer ces tâches, et ensuite, pour traiter l'information. Cette annexe donne une description de cet aspect du travail, fastidieux, mais fondamental dans le domaine de la recherche en hydrologie. Elle traduit environ une année de travail.

L'ensemble des traitements a été réalisé sur du matériel de type compatible IBM-PC, 486, et des logiciels suivants : base de données, tableur, Turbo-Pascal (Borland).

A2.1 L'information de base

Les données proviennent soit de pluviographes (enregistreurs graphiques), soit de pluviomètres enregistreurs (acquisition numérique). Il s'agit d'appareils de type Précis-Mécanique R05-3020 (bague de 2000 cm^2, capacité d'auget de 0.1 mm) ou R01-3030 (bague de 1000 cm^2, capacité d'auget de 0.2 mm). Dans les deux cas, l'information de base est constituée par le nombre de basculements d'auget observé chaque minute, en ne conservant que celles au cours desquelles au moins un basculement a été observé.

Les renseignements complémentaires, dont l'importance est comparable aux mesures elles-mêmes, concernent l'historique des sites et des appareils, puis l'historique des défauts et des lacunes d'enregistrement.

Ces informations brutes sont archivées, sous un format propre dans la banque de données pluviométriques CUMULUS, dont dispose le Service d'Assainissement. Cette banque, dont la conception remonte au début des années 80, est développée en FORTRAN et ses fichiers sources ne sont pas accessibles. Par ailleurs, les fonctionnalités qu'elle offre sont limitées et ne permettent pas une exploitation poussée de l'information. Pour cette raison, il a été décidé d'extraire les données brutes de cette banque afin de les rendre beaucoup plus accessibles en les intégrant dans un Système de Gestion de Base de Données courant, Paradox (Borland).

Le fichier de base sous Paradox est intitulé BASC.DB et sa structure est décrite dans le tableau L suivant.

Pour 250 année-stations de mesures complètes, sa taille est d'environ 10 méga-octets (Mo), ce qui représente 40 kilo-octets par année-station complète. Dans ces conditions, un disque dur de capacité 1 giga-octets (configuration standard des ordinateurs individuels en 1996) peut emmagasiner 25 000 année-stations au pas de temps de 1 minute.

Tableau L : Structure de la table des basculements.

Nom du champ	Contenu	Format
NoPoste	Numéro du pluviomètre	Entier
Date	Date du/des basculements	Date : JJ/MM/AAAA
HeureMn	Heure du/des basculements le *jour représenté par* Date exprimé en minutes depuis 0H00	Entier : 0-1439
Basc	nb de basculements observé le jour <Date> pendant la minute <HeureMn>	Entier : 0 - qques dizaines
CodeQ	Code de qualité de l'enregistrement	Entier : 0 - 10

Fichier "Historique des Stations" :

Chaque station fait l'objet d'un numéro d'identification, servant de référence à toute donnée qui en provient. Il comporte un nom de code en six caractères, les quatre premiers résumant le nom de la commune d'implantation et les deux derniers, le numéro d'identification.

Exemple : ROSN01 pour le poste n°1 situé à Rosny-s/s-Bois.

L'existence d'une station est caractérisée par des emplacements et des matériels successifs dans le temps. Les modifications d'emplacement ont lieu dans la majorité des cas sur un même site, et n'excèdent pas des distances de quelques mètres à quelques dizaines de mètres. L'évolution de l'appareillage concerne essentiellement le remplacement de pluviographes (enregistreurs graphiques) par des pluviomètres enregistreurs numériques.

La chronologie des emplacements et des appareils est décrite sous forme d'une succession de périodes de temps jointives définies par leurs dates et heures de début et de fin. Chaque période est décrite par l'emplacement de l'appareil et son type.

Fichier "Lacunes et Pannes" :

La chronique de mesures attachée à une station est affectée de périodes de lacunes (données manquantes) ou d'enregistrements douteux (données existantes mais probablement entachées d'incertitudes).

Ces périodes sont décrites, pour chaque station, par une liste de fenêtres de temps caractérisées par leurs dates et heures de début et de fin. A chaque fenêtre correspondent un code et un commentaire décrivant lorsque cela est possible l'origine de la lacune ou du doute.

Tableau LI : Structure du fichier des lacunes et des pannes - Noms des champs et formats correspondants.

NoPoste	Début Période		Fin Période		Code	Commen-taire
	DateDeb	Hdeb	DateFin	Hfin		
Numéro du poste	Date	Heure	Date	Heure	Code Lacune	Origine de la lacune
Entier	JJ/MM/AAAA	Entier 0-1439	JJ/MM/AAAA	Entier 0-1439	Entier 0-10	Chaîne de caractères

A2.2 Les fichiers dérivés

Plusieurs types de fichiers dérivés sont construits à partir des fichiers de base, en fonction des applications que l'on envisage. Dans ces nouveaux fichiers, l'absence de mesure apparaît explicitement sous forme d'un code de lacune. On sait de cette manière si à un instant donné, la mesure est disponible ou non. Dans le fichier des basculements, on ne le savait qu'à condition de lire parallèlement le fichier "historique" et le fichier "pannes".

A2.2.1 Observations générales - Climatologie

Le calcul de cumuls ou de moyennes périodiques implique l'existence de séries complètes, dont les lacunes ont été comblées. Il s'agit de fournir des pluies journalières, décadaires, mensuelles ou annuelles. Pour ce faire, un fichier de cumuls journaliers, METEO.DB, a été construit d'après le fichier des basculements. On a retiré de ce fichier l'ensemble des journées affectées partiellement ou complètement par une période de lacune. Les observations manquantes ont été estimées par la moyenne des trois postes valides les plus proches, entourant le poste défaillant. Les mesures réelles sont affectées du code 0 et les mesures estimées du code 1, ce qui permet de les distinguer si nécessaire.

Ce fichier permet de construire des champs de cumuls ou de moyennes pluviométriques sur le département. Il a servi à la constitution d'un vecteur régional de référence pour l'étude de l'homogénéité temporelle des conditions de mesure à l'aide de la méthode des écarts cumulés.

A2.2.2 Etude des événements continus ou discontinus

1ère étape : liste des événements poste par poste

Un programme intitulé EVENT.EXE permet de décomposer pour chaque poste, la chronologie des basculements en une liste d'événements séparés en respectant un critère donné. Celui-ci est définit comme suit : deux événements consécutifs doivent être séparés par une durée minimale au cours de laquelle le cumul de pluie ne dépasse pas une certaine valeur. On ne retient en outre que les événements dont le cumul dépasse un seuil donné. Chaque événement est caractérisé par le numéro du poste concerné, la date et l'heure de début, sa durée, sa hauteur et ses intensités moyennes maximales sur des pas de temps glissants.

On aboutit ainsi à un fichier EVENT.DB, base de l'analyse des courbes IDF. A ce stade, l'analyse se limite à l'observation poste par poste. On peut extraire pour chaque site, les séries d'observations classées d'intensités moyennes maximales. On peut aussi extraire les séries régionales d'observations classées, cependant, si l'on souhaite tenir compte des dépendances entre observations régionales issues d'un même événement, il est nécessaire de regrouper les événements de chaque poste en événements régionaux.

2ème étape : liste régionale des événements

Les événements en deux postes distincts appartiennent à un même événement régional si la durée séparant la fin du premier du début du second est inférieure à une certaine valeur. Nous avons considéré une valeur maximale de 2 heures, majorant le temps de réponse de grands bassins versants urbains, dépourvus d'unités de stockage.

Dans ces conditions, chaque événement local est affecté d'un numéro d'événement régional. On peut donc lier entre eux les réalisations d'un même événement, étudier les coefficients de corrélation entre intensités moyennes maximales d'événement à différents postes et estimer des nombres équivalents de postes indépendants.

La date et l'heure de chaque événement permet de croiser l'information pluviométrique avec tout autre type de fichier et d'effectuer en particulier des analyses saisonnières ou conditionnées à diverses caractéristiques météorologiques.

A2.2.3 Etude des séquences de pluies continues (SPC)

Un programme intitulé HYETO.EXE permet de construire des fichiers d'intensités à pas de temps fixes, à partir du fichier des basculements. A partir de là, un second programme intitulé PLUICONT.EXE rassemble les pas de temps pluvieux consécutifs en séquences de pluies continues et en donne une description. On aboutit à un fichier PLUICONT.DB dont la structure est décrite dans le tableau LII ci-après.

Tableau LII : Structure de la table des séquences de pluies continues - champs et formats correspondants.

Nom du champ	Contenu	Format
NoPoste	Numéro du poste	Entier
NoSPC	Numéro de Séquence de Pluie Continue (SPC)	Entier Long
DateDeb	Date de début de la SPC.	JJ/MM/AAAA
Hdeb	Heure de début de la SPC en minutes depuis 0H00	Entier : 0-1439
Durée	Durée en minutes	Entier
Hauteur	Hauteur en 1/10 mm/h	Entier
Intensités maximales (durées continues)	Intensité en 1/10 mm/h	Entier
Paramètres descriptifs	non implémenté	non défini

Ce programme devrait être enrichi à moyen terme de manière à décrire finement chaque séquence de pluie continue, dans le cadre de l'étude des formes de pluie. Les paramètres concernés seront le nombre de pics dans la SPC, leurs formes et les paramètres de ces formes.

A2.2.4 Etude des champs de pluie

A partir du fichier HYETO05.DB, le programme CHAMPS.EXE constitue un fichier de champs d'intensités au pas de temps 5 minutes, et rassemblés par événement : CHAMP05.BIN.

Ce fichier est défini pour des raisons de limitation de taille, sous forme d'un fichier d'enregistrements de Turbo-Pascal.

A partir de là, divers programmes autorisent :

- la visualisation de champs de pluie à tout pas de temps, avec en superposition, le champ radar au même pas de temps ;
- le dessin animé des champs de pluie ;
- l'étude de l'intermittence des champs de pluie ;
- le calcul de corrélogrammes et de variogrammes dans des conditions diverses : avec ou sans les valeurs nulles, avec ou sans seuil, par saison, par type de temps, ...
- le calcul de corrélogrammes par événement, avec décalage en temps (corrélogrammes spatio-temporels) ;
- la construction de séries d'intensités moyennes maximales ponctuelles, ponctuelles épicentrées et moyennes sur des ensembles de postes, ce qui débouche sur l'analyse des courbes IDF-Surfaces, des coefficients d'abattement épicentriques et probabilistes.

A2.3 Conclusion

Ce travail de thèse a permis, outre l'obtention de résultats, la critique et la mise en forme d'un jeu considérable de données et le développement d'outils pratiques permettant de les exploiter à des fins d'hydrologie urbaine.

Un complément de travail permettrait de rassembler cette importante panoplie sous la forme d'un système de gestion intégré et convivial de l'information pluviométrique dont les caractéristiques seraient les suivantes :

- ouvert à tout type de format : pas de temps constant, pas de temps variable, incréments de hauteur constants, ...
- module d'aide à la critique, fondé sur l'analyse de la cohérence spatiale des mesures et sur l'analyse du hyétogramme ;
- climatologie ;
- analyse événementielle : périodes de retour ponctuelles, épicentrées, surfaciques, cartographies, cartographies animées, représentations graphiques (hyétogrammes), analyse fine des hyétogrammes et des champs de pluie, analyse de la dynamique de l'événement ;
- construction de fichiers de données pour l'analyse statistique : courbes IDF locales, régionales, ponctuelles, surfaciques, épicentrées, durées de pluies, durées de temps secs, formes des hyétogrammes et des champs de pluie ;
- couplage direct avec les modèles de fonctionnement de réseau existant pour la simulation de séries longues ou de séries d'événements spatialement distribués.

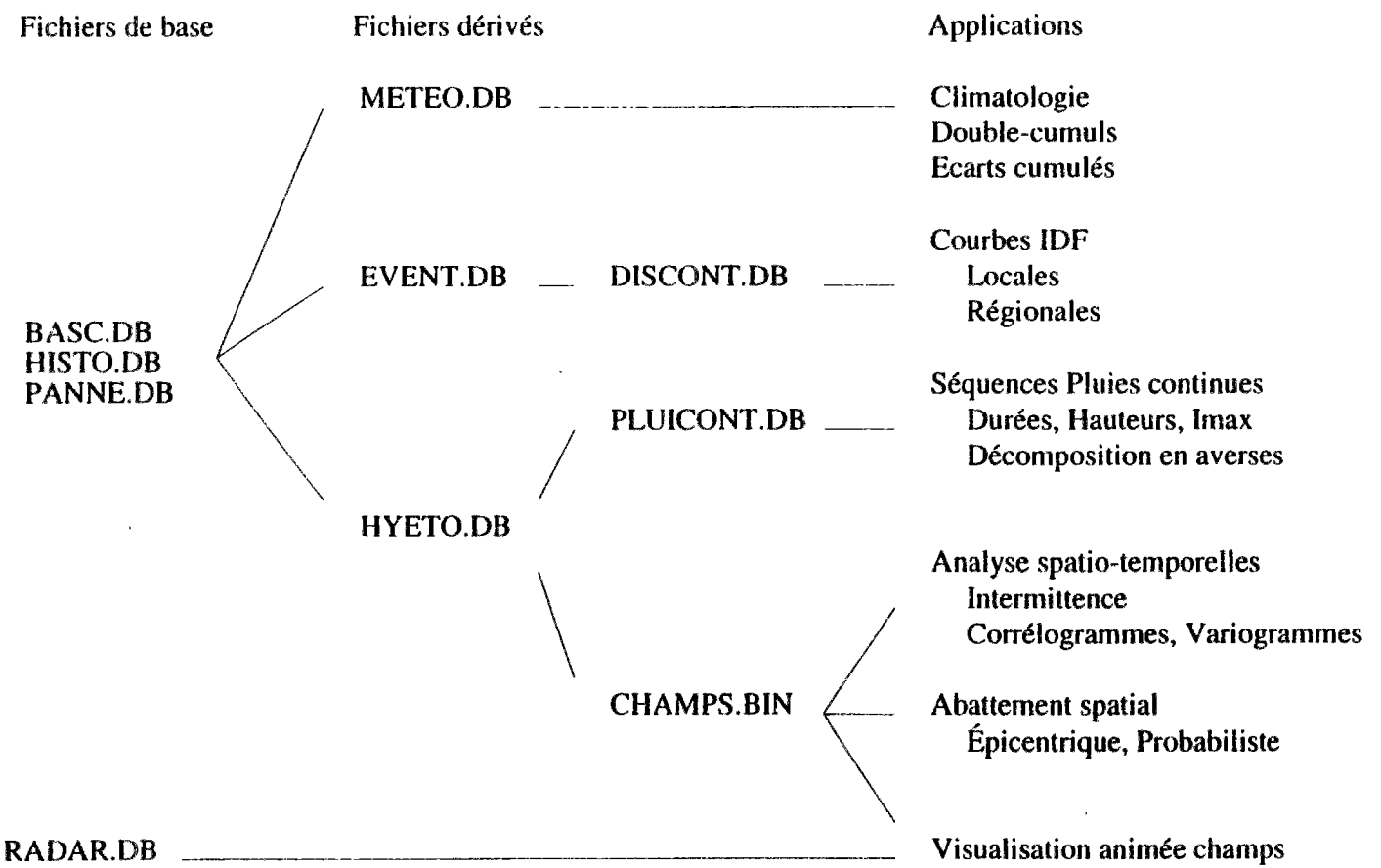


Figure 58 : Schéma simplifié de l'organisation des fichiers